



저작자표시-비영리-동일조건변경허락 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



동일조건변경허락. 귀하가 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공했을 경우에는, 이 저작물과 동일한 이용허락조건하에서만 배포할 수 있습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

공학석사학위논문

가격과 거래량을 고려한
국제 원유시장의 동조화 연구

An Analysis on the Co-movement
among International Crude Oil Markets
Considering both Trading Price and Volume

2013년 2월

서울대학교 대학원
에너지시스템공학부
신 영 은

초 록

본 연구는 기존의 가격 위주로의 원유 시장 동조화 연구와는 달리, 시장을 구성하는 주 요소인 가격과 거래량을 동시에 고려하여 국제 원유 시장 간의 동조성을 분석함으로써 국제 원유 시장의 흐름을 보다 잘 반영하기 위한 정책의 실증적 근거를 제시하는 데 그 목적을 두고 있다.

이에 첫째, 국제 원유 시장을 미주, 유럽, 중동, 아시아 시장으로 분류하여 공적분 검정과 인과관계 분석을 통해 각 원유 시장 간의 현물 가격과 선물 가격, 선물 거래량, 선물 거래액의 동조성을 차례대로 확인하였다. 둘째, 변동성 추정 모형인 자기회귀조건부이분산성모형(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity : GARCH) 추정을 통해 변동성 전이효과를 분석하였다.

현물 시장은 WTI유, Brent유, Dubai유, Tapis유에 대해 1999년 1월부터 2012년 11월까지 주별(weekly) 가격 데이터를 이용하였고, 선물 시장은 미국 NYMEX(New York Mercantile Exchange : 뉴욕상품거래소)의 WTI유, 유럽을 대표하는 ICE(Intercontinental Exchange : 국제석유거래소)의 Brent유, 중동 DME(Dubai Mercantile Exchange : 두바이상품거래소)시장의 Oman유, 아시아 TOCOM(Tokyo Commodity Exchange : 도쿄상품거래소)의 Dubai, Oman유의 2007년 6월부터 2012년 11월까지의 주별(weekly) 데이터를 이용하여 각 시장의 가격과 거래량 간의 동조성 여부를 분석하였다.

분석 결과, 현물 및 선물 시장 가격의 경우, 모든 시장의 가격 사이에는 1주에서 4주까지의 시차 내에서 상호적으로 영향력을 미치고 있음을 확인하여 가격 측면에서는 원유 시장이 단기적으로 균형점에 도달한다는 주장을 뒷받침하는 결과를 도출하였다. 원유 선물 거래량은 모두 단위근이 없는 안정적인 시계열로 나타났으며 거래변화량의 인과관계 분석 결과, 거래량이 가장 많은

유럽 시장의 Brent유 거래변화량이 1-4주 내에서 중동 시장과 아시아 시장의 Dubai, Oman유 거래변화량에 영향을 주는 선도-지연(lead-lag)관계를 확인하였다. 특히 중동 시장에 대한 영향력이 크고 지속적으로 나타났다. 또한 미주시장의 WTI 선물 거래변화량과 아시아 시장의 거래량 간에는 어떠한 인과관계도 존재하지 않음을 확인하여 거래량 측면에서는 미주와 아시아 원유 시장이 서로 지역화 되어있음을 유추할 수 있었다. 거래액 측면에서의 동조성 분석 결과, 미국과 중동시장의 거래액에 상호적인 인과관계가 성립되었고, 유럽 시장의 Brent유가 아시아, 중동시장 거래액에 대해 유의미한 인과관계가 확인되었다.

예측치 못한 외부 충격에 대한 변동성을 추정하는 모형인 GARCH모형을 이용하여 시장 간의 변동성 전이효과를 분석한 결과, 한 시장의 변동성은 다른 시장 가격 수준에는 유의한 영향을 미치지 않지만, 시장의 변동성 간에는 1% 유의수준에서 유의한 인과관계가 있음을 확인하였다.

본 연구는 가격만을 고려하여 국제 원유 시장의 동조성을 분석한 기존의 연구와는 달리, 시장의 흐름을 보다 잘 반영하기 위해 가격과 거래량의 움직임은 동시에 고려하여 동조성을 분석하였다는 점에서 그 의의가 있다.

주요어: 원유 시장(Crude Oil Market), 동조성(Coupling), 인과관계 분석
(Causality analysis), 변동성 전이효과(Volatility Spill-over Effects)

학번: 2011-21100

목 차

초 록	2
1. 서 론	7
1.1. 연구의 배경 및 목적	7
1.2. 기존 연구의 검토	10
1.3. 논문의 구성	20
2. 원유 시장의 이해	22
2.1. 원유 시장의 구성 및 분류	22
2.2. 원유 시장 동향	32
3. 방법론 및 분석자료	37
3.1. 방법론	37
3.2. 분석자료	45
4. 동조성 분석 결과	47
4.1. 현물 시장 (Spot Market)	47
4.2. 선물 시장 (Future market)	55
4.3. 동조성 분석 결과 정리	62
5. 변동성 전이효과 분석 결과	66
5.1. 현물 시장 (Spot Market)	66
5.2. 선물 시장 (Future Market)	70
6. 결과 요약 및 시사점	75
참 고 문 헌	79
Appendix	86

표 목 차

[표 1] 원유 시장과 환율, 주식 등 기타 시장 간의 동조화 연구	12
[표 2] 변동성 전이효과에 관한 연구	17
[표 3] 환율, 주식 등 비에너지 시장에서의 동조화 연구	18
[표 4] 원유 시장의 분류	27
[표 5] 원유 시장의 특징 및 기능	28
[표 6] 국제 원유 선물 시장의 분류	31
[표 7] ADF test(Augmented Dickey Fuller Test)	39
[표 8] 지역별 파생상품 및 기준 유종	46
[표 9] 현물 가격(Spot price)의 기초통계량	48
[표 10] 현물 가격의 단위근 검정(Unit root test) 결과	49
[표 11] 현물 가격의 공적분 검정(Cointegration test) 결과	51
[표 12] 오차수정모형을 통한 인과관계 분석 결과 (1999-2012년)	53
[표 13] 선물 가격(Future price)의 기초 통계량	55
[표 14] 선물 가격의 단위근 검정 결과	56
[표 15] 선물 가격의 공적분 검정(Cointegration test) 결과	57
[표 16] 선물 가격의 오차수정모형 추정 결과	58
[표 17] 선물 거래량(Future Total Volume)의 기초 통계량	59
[표 18] 선물 거래량에 대한 단위근 검정 결과	60
[표 19] 현물 가격(Spot price)의 정규성 및 ARCH효과 검정 결과	67
[표 20] 현물 가격(Spot price) 의 GARCH 모형 검정 결과	68
[표 21] 현물 가격의 변동성 전이효과(Volatility Spillover) 분석 결과	69
[표 22] 선물 가격 및 거래액의 정규성 및 ARCH 효과 검정 결과	70
[표 23] GARCH 추정을 통한 선물 가격 및 거래액의 변동성 분석 결과	72
[표 24] 선물 가격의 변동성 전이효과 추정 결과	73
[표 25] 선물 거래액의 변동성 전이효과 추정 결과	74

그 림 목 차

<그림 1> 년도 별 사건에 따른 가격 결정 방식 및 결정 주체의 변화	23
<그림 2> 원유 현물 가격(Spot price) 추이(1997-2012)	33
<그림 3> 원유 선물 가격(Future Price) 추이 (2007-2012)	34
<그림 4> 원유 시장 평균 거래량(bbl)	36
<그림 5> 현물 가격(Spot Price)의 인과관계 결과	62
<그림 6> 선물 가격(Future Price)의 인과관계 결과	63
<그림 7> 선물 거래량(Future Amount)의 인과관계 결과	64
<그림 8> 선물 거래액(Future Turnover)의 인과관계 결과	65

1. 서 론

1.1. 연구의 배경 및 목적

동조화(Coupling)현상은 시장이 개방되면서 지표가 같은 방향으로 움직이는 현상을 말하며 주식, 환율, 에너지 시장 등 다양한 분야에서 동조화 현상에 대한 분석이 이루어지고 있다. 국제 석유 시장에서도 다양한 지역의 석유 시장의 통합 여부, 즉 각 시장의 기준 유종 간의 가격 동조성이 존재하는지에 관한 논의가 과거부터 꾸준히 이루어져 왔다. Adelman(1984)이 국제 원유시장이 하나의 큰 시장이라고 주장한 이래로 시장 가격의 동조성 연구를 통한 지역화 및 단일화에 관한 연구가 많이 수행되어 왔으며 그 중에서도 각 시장을 대표하는 Crude benchmark 간의 가격 동조성 분석이 주를 이루고 있다. 본 연구는 가격의 동조화 여부를 검정하는데 치중되었던 기존의 연구들의 한계를 보완하기 위해 원유 가격, 거래량, 거래액을 고려하여 시장의 구조와 성격을 잘 반영한 국제 원유 시장 간의 동조화 현상을 분석해보고자 한다.

이에 국제원유시장을 미주, 유럽, 중동, 아시아로 지역별로 분류하여 현물 시장과 선물 시장에 대해 개별적 분석을 실시하고자 한다. 먼저 국제 원유 현물 시장의 경우, 1980년부터 2005년까지 원유 현물가격을 대상으로 오차수정 모형과 벡터자기회귀모형을 통해 원유 현물 시장의 동조성을 분석한 기존의 연구(Gulen(1997,1999), 허은녕(2005), Bachmeier and Griffin(2006), 김진수(2007))를 보완하여 미주시장의 WTI유, 유럽시장의 Brent유, 중동 시장의 Dubai유 아시아 시장의 Tapis유를 대상으로 1999년부터 2012년까지의 동조화 여부를 비교·분석하고자 한다. 본 연구에서는 2008년 금융 위기로 인한 유가 급락 시점을 구조 변화 시점으로 고려하여 1999년부터 2008년까지의 유가 상승기(기간 1), 2009년부터 2012년까지의 유가 상승기(기간 2)로 분류하여 각

기간의 동조화 현상을 분석하였다.

선물 시장의 경우, 2007년부터 2012년까지 미주 NYMEX(New York Mercantile Exchange ; 뉴욕상품거래소) 시장의 WTI원유 선물, 유럽 ICE(Intercontinental Exchange ; 국제석유거래소) 시장의 Brent 원유 선물, 중동 DME(Dubai Mercantile Exchange ; 두바이상품거래소) 시장의 Oman 원유 선물, 아시아 TOCOM(Tokyo Commodity Exchange ; 도쿄상품거래소) 시장의 Dubai, Oman 원유 선물 가격과 거래량, 가격과 거래량의 곱으로 표현되는 거래액 간의 인과관계를 각각 분석하여 비교하고자 한다.

마지막으로 원유 가격의 2차 적률 형태인 변동성 간의 동조현상을 분석하여 한 시장의 가격 변동이 다른 시장 가격 변동성에 미치는 영향력을 파악하고자 한다. 현물 시장의 경우, 가격 간의 변동성 전이 효과를 분석하고 선물 시장의 경우, 가격 변동성이 가격과 거래액의 변동성에 미치는 전이 효과를 각각 분석하였다.

본 연구에서는 먼저 개별 원유 시장의 가격 및 거래 추이를 파악한 후, 원유 시장을 구성하는 지표들의 관계를 확인하여 원유 시장의 구조와 흐름의 이해를 돕고, 시장의 성격을 보다 잘 반영한 원유 시장의 동조화 현상을 분석하고자 하는데 그 목적을 두고 있다. 이에 본 연구는,

첫째, 원유 시장 내에서의 동조성 연구, 원유 시장과 기타 시장 간의 동조성 연구, 주식, 환율 등 기타 시장에서의 국내·외 동조화 연구를 정리하여 동조성 연구에 활용된 자료와 방법론에 따른 결과를 시기별로 정리하였다.

둘째, 기존 연구에서는 원유 가격의 동조 여부를 분석한 것에 그쳤지만 본 연구에서는 원유 시장의 성격을 보다 잘 파악하기 위해 가격과 수량을 모두 고려하고자 하였다. 원유 현물시장의 경우, 거래량에 대한 자료 수집의 한계로 인해 기존 연구를 보완하여 1999년부터 2012년까지 구간을 세분화하여 현물 시장의 동조성을 비교·분석하였다. 원유 선물 시장의 경우, 선물 가격, 선

물 거래량, 가격과 거래량의 곱으로 표현되는 거래액의 동조화를 차례대로 분석하여 도출한 결과를 비교하고자 하였다.

셋째, 변동성 추정에 광범위하게 사용되고 있는 일반화된 자기회귀조건부 이분산모형인 GARCH(Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity)모형을 이용하여 먼저 가격 수익률의 조건부 분산인 변동성을 추정한 후, 하나의 원유 가격 변동성이 다른 원유 가격 및 변동성에 미치는 영향력을 분석하여 2차 적률 형태인 분산 간의 동조성 여부를 동시에 확인하고자 하였다.

1.2. 기존 연구의 검토

국제 원유 시장을 분석한 연구는 각 원유 시장이 하나의 시장인지에 대한 지역화/단일화 논의와 선물 시장과 현물 시장 간의 관계를 분석한 시장의 효율성 연구가 주를 이루고 있다. 본 장에서는 시장 간의 동조성을 분석한 연구를 방법론과 실증 분석 결과를 중심으로 정리하였다. 먼저 원유 시장 및 기타 시장에서의 동조화 연구에 대해 논의한 후, 원유 가격의 변동성 연구를 포함하여 변동성 전이효과에 관한 연구로 분류하여 정리하였다.

1.2.1. 시장의 동조화 연구 사례

Adelman(1984)이 국제 원유 시장이 하나의 큰 시장임을 주장한 것을 시초로 국제 원유 시장이 지역적으로 분류되어 있는지, 하나로 통합되어있는지에 관한 논의가 지속적으로 이루어져 왔다. 이후, 판매자 혹은 구매자가 공급이나 수요를 변경하고자 할 때 시장 참여자가 저항을 받을 때 그 시장을 단일화된 시장(Unified Market)이라고 정의한 Weiner(1991)에 의하면, 단일화된 시장(Unified Market)에서는 가격이 함께 움직여야 함을 상정하였다. Weiner(1991)는 주요 시장 가격 간의 상관관계 분석과 변환회귀모형 검정을 통해 국제원유시장이 높은 수준으로 지역화 되어있음을 보여 Adelman(1984)과는 상반되는 주장을 제기하였다. 이에 대해 Ripple and Wilamoski(1995)는 Weiner(1991)가 선물 거래의 등장으로 시장 간의 정보 접근성이 용이하게 된 점을 간과하였기 때문임을 주장하며 국제원유시장의 통합화가 이루어지고 있다고 하였다. Gülen(1997, 1999)도 1980년부터 1995년까지의 월별, 주별 자료를 이용하여 15개의 유종 가격 사이의 공적분 여부를 검정한 결과, 원유 가격 사이의 장기균형관계가 존재하여 국제 원유시장이 단일화된 시장임을 주장하

였다. Kleit(2001)은 차익거래이론을 이용하여 1990년대 이후 원유 가격 간의 상관성이 커져 원유 시장이 보다 강력하게 통합되고 있음을 증명하였다. 이외에도 Bachmeier and Griffin(2006), 김진수(2007)는 오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)을 통해 가격 간의 인과관계를 확인하여 국제원유시장이 통합된 시장임을 증명하였다. 최근의 연구인 Juan(2011)은 Copula 함수를 이용하여 원유 벤치마크 가격 간의 종속성 구조(Dependence structure)를 분석하는 방식으로 원유 가격 간 동조성을 확인하였다.

이와 같이 원유 시장의 지역화 및 통합화 연구가 지속적으로 이루어지는 것은 시장의 통합 여부에 따라 개별 시장 혹은 전체 시장의 변동성에 대응하여 시장의 비효율을 최소화하기 위한 방안이 상이할 수 있기 때문이다.

원유 시장의 기준 유종 가격 간의 동조성 여부를 연구한 연구 이외에도 원유 시장과 다른 시장 지표의 동조화를 분석한 연구가 2000년 이후 많이 이루어져 왔다. [표 1]은 2000년 이후 원유시장과 환율, 주식 등 기타 시장과의 동조성 현상을 분석한 대표적 연구를 정리한 표이다. Sadorsky(2000)는 벡터오차수정모형을 이용하여 WTI유와 히팅오일, 가솔린 등 석유 제품 시장 간의 동조현상을 분석한 결과, 장·단기적인 그랜저 인과관계가 성립함을 증명하였으며, Habib and Kalamova(2007)은 유가와 환율과의 장기균형관계를 확인하여 국제 석유 시장과 금융 시장의 동조성이 존재함을 증명하였고, 임대봉(2009)은 주식시장과 국제유가간의 동조화 여부를 유가 상승기와 하락기로 구분하여 구간에 따른 균형관계가 달라질 수 있음을 보여주었다.

원유 시장 이외에도 환율시장과 주식시장에서의 동조화 연구도 많이 수행되었다. 대표적인 연구로는 변종국(2000)이 코스피 지수를 이용하여 오차수정모형을 통해 현물과 선물간의 선·후행관계를 분석한 결과, 국내 시장의 현물과 선물 간의 상호적인 인과관계가 존재하였으며, 현물이 선물을 선행하는 정도는 아주 미약한 반면 선물은 현물을 약 30분 정도 선행함을 보여주었다.

[표 1] 원유 시장과 환율, 주식 등 기타 시장 간의 동조화 연구

저자	데이터	방법론	변수	결과
Sadorsky (2000)	시계열 (‘87.01-‘97.09)	VECM	원유, 히팅오일, 가솔린 선물가격, Trade weighted US exchange rate	<ul style="list-style-type: none"> - 세 개의 선물가격 모두 Trade weighted US exchange rate와 연관성이 있음 - 4개의 시장에 장기적인 균형관계 존재함 - 장기, 단기 모두 Granger Causality 나타남
Habib and Kalamova (2007)	패널 사우디,노르웨이 (‘80-‘06) 러시아(‘95-‘06)	VECM	Brent 실질유가, 세 나라간의 실질환율	<ul style="list-style-type: none"> - 러시아의 경우 실질유가와 실질환율이 장기적인 균형관계를 가짐 - 사우디와 노르웨이의 경우 실질유가와 실질환율간의 상관성 없음
Hammoudeh and Aleisa (2008)	시계열 (‘94.02-‘01.12)	VAR, ECM	GCC(바레인, 쿠웨이트, 오만, 카타르, 사우디, UAE)의 주식 Index, NYMEX 원유 선물가격	<ul style="list-style-type: none"> - 사우디의 Index만 NYMEX 원유 선물과 상관이 있음
임대봉 (2009)	시계열 '93.01-‘96.12 (유가 안정기) '00.01-‘09.01 (유가 상승기)	상관관계분석 그랜저 인과관계 예측오차 분산분해	Dubai유 현물가격 KOSPI 지수	<ul style="list-style-type: none"> - 국제유가 안정기에는 국제유가가 주가에 대해 한 방향으로만 인과관계가 존재하지만 주가는 국제유가에 대해 인과관계가 존재하지 않음 - 국제유가 상승기에는 주가가 국제유가에 대해 한 방향으로만 인과관계가 존재하지만 국제유가는 주가에 대해 인과관계가 존재하지 않음

1.2.2. 변동성 전이효과 연구 사례

변동성은 정보흐름의 프록시(proxy)로 해석가능하며 이 해석에 대해 정보가 즉 변동성이 한 시장에서 다른 시장으로 전이되는가에 대한 논의로 확장될 수 있다(e.g. Chan et al., 1991, B.T.Ewing et al. 2002 재인용).

본 장에서는 석유 가격의 변동성 및 변동성 전이현상에 대한 연구를 정리하여 수록하였다. 변동성 연구는 변동성을 잘 예측할 수 있는 모형의 선정 및 적합성을 확인하는 모형 연구와 외부 충격에 대한 변동성의 대칭 및 비대칭적 영향력을 추정하는 연구가 주를 이루고 있다. 한 시장에서 추정된 변동성이 다른 시장의 변동성에 대해 미치는 영향력을 확인하는 변동성 전이효과 연구는 에너지 시장 외에도 주식 및 금융 시장에서 많은 연구가 수행되고 있다.

(a) 석유 가격의 변동성 연구

유가 변동성 모형 연구로는 GARCH 모형이 가장 널리 이용되고 있다.

Sadorsky(2006), Paolo(2009), Aijun Hou(2012) 등은 GARCH 모형을 이용하여 유가 변동성을 분석하고 예측하였으며, Paresh(2007)는 일별 자료와 EGARCH 모형을 이용하여 긍정적 충격과 부정적 충격이 유가의 변동성에 다른 효과를 준다는 것을 보여주며 변동성의 비대칭성을 보여주었다.

한편, 모형 선택에 따른 예측 능력에 대한 논의로는 Kang et al.(2009), Cheong(2009), Patton(2011) 등이 있다.

Patton(2011)에 따르면 특정 GARCH 모형의 예측 능력은 loss 함수 유형, 다양한 모형의 위수에 의해 결정됨을 알 수 있다. Kang et al.(2009)은 Fractionally IGARCH 모형이 GARCH 모형과 I-GARCH 모형에 비해 변동성의 장기 기억 능력이 높아 예측에 유용하다는 결론을 내렸지만 이는 실증분석이 2006년 한 해에만 해당되는 분석이라는 한계가 있다. Cheong(2009)은 다양한 GARCH 모형을 통해 석유 시장에 따라 최적의 변동성 예측 모형이 다르

다는 결론을 내었지만 이는 기간과 시차에 대한 모형의 강건성 분석이 실시되지 않았다는 한계가 있다.

Aijun(2012)는 모수적 GARCH 모형에서 필요한 제약을 가하지 않는 비모수적 GARCH 모형을 이용하여 유가 변화의 변동성을 추정하였으며, 이는 최초로 석유 가격의 변동성을 비모수적인 방법으로 접근한 연구라고 할 수 있다. 이처럼 유가 변동성에 관련한 해외연구는 다양한 방법론과 데이터를 이용해 많이 수행되고 있는 반면 국내의 논문은 거의 미비하다. 이는 국내의 경우 원유를 수입하는데 의존하여 원유 가격 자체의 변동성보다 가격 변동으로 인한 금융 및 경제 전반의 파급효과의 연구가 더 필요하기 때문이라고 사료된다.

(b) 변동성 전이효과(Volatility Spillover)에 관한 연구

원유 시장의 변동성 전이효과를 분석한 선행 연구 중, 서부텍사스 중질유 선물시장을 대상으로 석유 시장 가격과 거래량 관계를 분석한 홍정호(2010), Antoniou and Foster(1992) 연구를 검토하였다. 홍정호(2010)는 1998년 6월부터 2010년 2월까지 일별자료를 이용하였으며 분석 방법은 GARCH 모형과 비대칭 GJR-GARCH를 이용하였다. 선물시장에서 거래량 정보가 수익률과 변동성에 유용한 정보를 주는지 실증 분석한 결과, 선물 시장 수익률과 거래변화량 사이의 비대칭적 전이효과를 발견하였다. 이외의 GARCH모형을 이용한 원유 시장의 변동성 전이효과를 분석한 연구는 [표 2]에 정리하였다.

Antoniou and Foster(1992)는 1986년부터 1990년까지 GARCH 모형을 이용하여 북해 Brent유의 선물과 현물 시장 간의 상관성을 분석하였다. 분석 결과 선물시장의 변동성이 현물시장에 대한 영향력이 없음을 보여주었다.

김진호, 서병선(2011)은 오차수정모형과 VAR-Multivariate GARCH를 이용하여 국제상품시장 간의 장기균형관계 및 변동성 전이효과를 분석하였다.

1994년부터 2010년까지 주간자료를 이용하여 분석한 결과, 에너지와 금속에 대한 요인 분석 결과 두 시장 간의 요인 적재값(factor loading)이 높아 동조화 현상이 발견되었고, 원유 가격과 밀, 커피, 천연가스, 금, 은, 커피 가격과의 장기균형관계를 확인하였다. 변동성의 경우, 에너지 시장에서 금속 시장으로의 변동성 전이효과는 있지만 곡물가격에 미치는 변동성 전이효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

에너지 시장 이외의 변동성 연구는 주식시장의 거래량과 수익률 간의 관계에 대한 분석이 지속적으로 이루어져 왔으며, 이외에도 환율 등 금융 시장의 변동성 연구가 있다. 주식 자료를 이용하여 수익률과 거래량 간의 관계를 분석한 주요 연구로는 Ying(1966), lamoureux and Lastrapes(1990), Chordia and Swaminathan(2000), Lee and Rui(2002), Darrat et al.(2003), Henke(2003) 등이 있다. Ying(1966)은 S&P500과 NYSE현물시장에 대한 분석 결과 거래변화량과 수익률사이의 양의 상관관계를 확인하였다. lamoureux and Lastrapes(1990)은 미국 증시에서 수익률예측에 대해 거래량 정보가 유의함을 보여주었다. Chordia and Swaminathan(2000)은 VAR 모형을 이용 1963년에서 1996년의 미국 NYSE와 AMEX에 상장된 개별주식들의 일별, 주별 거래량과 수익률사이의 관계를 분석하여 거래량이 많은 종목의 수익률이 적은 종목의 수익률을 강하게 선도함을 보여주었다. Lee and Rui(2002)는 1973년부터 1999년까지 S&P500, TOPIX, FTSE100지수 현물시장에서 일별거래량과 수익률사이의 선도-지연관계 분석결과 거래량은 수익률을 그랜저인과 하지 않지만 거래량과 변동성 간의 정의 관계가 있음을 보여주었다. Darrat et al.(2003)은 미국증시에서 주가지수와 거래량 간의 상관관계를 분석하였다. Darrat et. al.(2003)은 다우존스산업평균지수의 거래량과 수익률, 변동성 사이의 관계를 분석 결과 거래량과 변동성 사이의 동시간적 상관관계는 발견하지 못하였으나 이들 사이의 선도-지연(lead-lag)관계를 발견하여 순차적 정보가

설을 지지하는 증거를 보였다. Bohl and Henke(2003)은 1999년 1월 4일부터 2000년 10월 31일까지 바르샤바증권거래소의 20개 개별주식 수익률과 거래량 간의 상호의존성을 분석하여 거래량정보가 조건부 평균식에 포함시킬 때 변동성 지속 현상이 사라짐을 보였다.

Tse Booth(1996) 은 1982년부터 1994년까지 미국국채 3개월 선물과 유로 달러 3개월 선물의 일별 수익률을 이용하여 시차를 갖는 두 상품의 수익률 차이가 변동성 전이에 미치는 영향을 분석하였다. 비대칭 GARCH 모형인 EGARCH 모형을 이용하여 분석한 결과 TED 스프레드의 큰 변화는 미국국채에 대한 유로달러 비축량의 위험프리미엄을 증가시키며, 스프레드 변화가 양일 때가 음일 때보다 더 크게 나타나는 변동성 전이의 비대칭성을 확인하였다. 정재만(2010)은 한국, 중국, 미국의 주식 수익률을 이용하여 수익률 및 변동성 전이 현상을 분석한 결과, 미국 주식 시장의 변동성이 한국 및 중국의 주식 시장 변동성으로 전이효과가 있음을 확인하였다. 원유 시장 이외의 시장에서 변동성 전이효과를 분석한 연구를 [표 3]에 정리하였다.

[표 2] 변동성 전이효과에 관한 연구

저자	데이터	방법론	변수	결과
Antoniou and Foster (1992)	시계열 ('86.01-'90.07)	GARCH, MGARCH	Brent 원유 현물가격변동성, 선물시장	- 선물시장의 변동성은 현물시장에 영향을 주지 않음
Sadorsky (1999)	시계열 ('47.01-'96.04)	VAR, GARCH	US Industrial Production(output 지표), 실질유가, 실질이자율	- 유가와 유가의 변동성 모두 경제활동에 큰 영향을 줌
Malik and Hammoudeh (2007)	시계열 ('94.02-'01.12)	MGARCH	[미국주식시장, 국제원유시장(WTI), 사우디(Tadawul), 쿠웨이트(KSE), 바레인 주식시장(KSE)]	- 미국주식시장과 국제 원유시장은 밀접한 관계가 있음 - 걸프의 주식시장은 원유시장의 변동성에 영향을 받음 - 사우디의 경우 Spillover효과의 변동성이 사우디주식 시장에서 국제원유시장으로 옮겨짐 - 미국주식시장의 쇼크는 간접적으로 걸프 주식시장의 변동성에 영향을 줌
Zhang et al. (2008)	시계열 ('00.01-'05.05)	VAR, GARCH	WTI 원유가격, US/Euro 환율	- 두 시장 간에는 공적분 관계가 있음 - 두 시장에 변동성이 존재하지만 Volatility spillover 효과는 유의하지 않음
Sari et al. (2010)	시계열 ('99.01-07.10)	VAR	COMEX(금, 은, 백금, 팔라듐)의 현물가격, 유가(WTI), US/Euro 환율	- 장기적으로 영향은 약하지만, 단기적으로는 강한 피드백을 보임 - 4개의 금속 모두 다른 금속가격과 환율의 쇼크에 대해 일시적인 반응을 보임 - 은 가격상승은 유가의 상승의 시그널이 될 수 있음 - 명목유가변화는 환율에 대해 어떠한 정보도 주지못함
홍정효 (2012)	시계열 (05.12-10.03)	VECM	두바이 현물 가격, KOSPI 지수, 국제 현물시장	- 3년물 국제금리와 두바이 현물가격, KOSPI지수 간에는 공적분 관계가 성립함 - 두바이유시장의 변화는 주식시장과 국제 현물시장에 영향을 줌

[표 3] 환율, 주식 등 비에너지 시장에서의 동조화 연구

저자	데이터	방법론	변수	결과
Eun, Shim (1989)	패널(일별) '79.12 -85.12	VAR	호주, 일본, 홍콩, 영국, 스위스, 프랑스, 독일, 캐나다, 미국 주식 수익률	<ul style="list-style-type: none"> - 동일 지역 내의 주식시장일수록 상관관계가 높음 - 각국 주식시장에 대한 미국 주식시장의 영향이 가장 큼 - 스위스 주식시장이 모든 시장에 영향을 미치며, 또 모든 시장이 스위스 주식시장에 영향을 미침 - 미국 주식시장의 충격은 다른 시장으로 빠르게 전파됨
Koutomos, Booth (1995)	패널 '86.09.03-'93.12.01	EGARCH	미국 S&P500 지수 영국 FTSE-100 지수 일본 Nikkei 225 지수 (일별수익률)	<ul style="list-style-type: none"> - 뉴욕에서 도쿄, 도쿄와 뉴욕에서 런던으로의 가격전이는 유의함 - 두 시간의 개장시간이 겹치지만, 런던에서 뉴욕으로의 유의한 가격전이는 없음 - 시장 사이의 변동성전이는 가격전이보다 더 큰 효과를 보임 - 각 시장의 조건부 분산은 해당 시장의 과거 분산 뿐만 아니라 나머지 두 시장의 변동에 의해서도 영향을 받음 - 뉴욕, 런던시장에서 도쿄시장으로, 도쿄, 뉴욕시장에서 런던시장으로, 런던, 도쿄시장에서 뉴욕시장으로 유의한 변동성전이가 발생함을 확인함
정재만, 정태영 (2010)	패널(일별) '94.01-'09.12	EGARCH	·한국 KOSPI 지수 ·중국 상해A주 지수 ·미국 S&P500 지수	<ul style="list-style-type: none"> - 한 · 중간 수익률전이는 존재하지 않으며, 한국에서 중국으로 음의 변동성 전이, 중국에서 한국으로 양의 변동성 전이가 발생됨 - 미국의 수익률 동조화효과는 KOSPI로는 강한 반면, 상해A로는 강하지 않음 - 미국의 변동성 동조화효과는 KOSPI로는 양의 변동성 동조화, 상해A로는 음의 변동성 동조화가 일어남

이상에서 언급한 기존의 연구들은 다음과 같은 한계를 갖는다.

첫째, 원유 시장의 동조성 분석에서는 Bachmeier and Griffin(2006), 김진수(2007) 등 대부분 연구자들이 각 시장을 대표하는 Crude benchmark 간의 가격에 치중하여 시장의 동조화 분석을 시행하였다. 원유 벤치마크 원유 현물 가격에 한정하여 현물 가격 간의 동조성을 분석한 김진수(2007)는 원유 현물 시장 가격 간의 인과관계를 분석하였지만 분석 기간이 3년이라는 다소 짧은 기간 동안의 분석 결과로 원유시장이 통합되어 균형적인 시장이라는 결론을 일반화하는데 한계가 따른다. 따라서 원유 시장의 동조성을 분석한 기존의 연구를 보완하기 위해 먼저 분석 기간을 2012년까지 기간을 확장시켰으며, 기간 내 발생한 구조변화를 고려하여 구간을 세분화시킨 후, 동조화 현상을 비교·분석하였다. 또한 원유 현물 가격에 치중되어 원유 시장의 동조성을 분석한 기존 연구를 보완하여 원유 시장의 흐름을 보다 잘 반영하기 위해 원유 선물 시장을 대상으로 가격, 거래량, 거래액의 동조성을 모두 분석하였다.

둘째, 다양한 GARCH 모형의 사용하여 분석한 변동성 전이효과의 연구에서 모형의 선택에 대한 충분한 설명이 언급되어 있지 않다. 정재만, 정태영(2010) 연구에서 비대칭 GARCH 모형인 EGARCH 모형을 이용한 주식시장 간의 전이효과를 분석하였는데, 충격에 대한 변동성 및 전이 효과를 나타내는 계수는 모형에 따라 결과가 상이하게 나타날 수 있어 모형의 설정 및 적합도에 대한 분석이 시행되지 않았다는 한계가 있다. 또한 원유 시장과 비에너지 시장 간, 원유 시장 이외 시장 간의 변동성 전이효과 분석은 많이 시행되었지만 원유 시장 가격 간의 변동성 전이효과를 분석한 연구가 미비함을 확인하였다. 이에 변동성 추정에 있어 가장 광범위하게 사용되고 있는 GARCH모형을 이용하여 원유 시장 가격 간의 변동성 전이 효과를 분석함으로써 1차 적률 형태뿐만 아니라 2차 적률 형태의 동조성을 모두 확인해보고자 하였다.

1.3. 논문의 구성

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다.

제 2장에서는 원유 시장의 구성 및 분류, 거래방식에 대한 이해를 제고시키기 위한 정보를 제시하였다. 또한 원유 시장의 동향을 확인하기 위해 현물 시장과 선물시장의 가격 및 거래량 추이를 수록하였다. 먼저 현물 시장의 경우, 수량 자료를 획득하는데 한계가 있어 1997년부터 2012년까지의 가격 추이를 제시하였다. 선물 시장의 경우는 중동시장인 DME(Dubai Mercantile Exchange)가 2007년부터 거래를 개시하여 모든 시장(미주, 유럽, 중동, 아시아 선물)에 대한 데이터를 확보하고 있는 2007년부터 2012년까지의 가격 및 거래량 추이를 살펴보았다. 각 시장마다 시장 개시일로부터의 거래량 자료는 부록에 수록하였다.

제 3장에서는 먼저 시장의 동조성을 실증적으로 분석하기 위한 모형과 방법론에 대해 설명하였다. 본 분석은 시계열 자료를 활용한 시계열 분석으로써 단위근 검정(Unit-root test)과 공적분 검정(Cointegration test)을 거쳐 인과관계 분석(Causality test)을 수행하는 방식으로 각각의 분석 방법 및 수식을 제시하였다. 두 번째로 변동성 전이효과 분석을 위해 사용된 변동성 추정모형인 일반화된 자기회귀조건부이분산모형인 GARCH(Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형에 대해 기술하였다. 2절에서는 실증 분석을 위해 사용한 자료의 구성을 보여주었다.

제 4장에서는 가격과 수량을 고려한 원유시장의 동조성에 대한 실증 분석 결과를 제시하였다.

먼저 1절에서는 현물시장의 동조성 분석 결과를 보여주는데, 현물 시장의 경우, 원유 현물 거래량 자료를 확보하지 못해 기존의 연구들과 동일한 방식으로 가격 자료를 이용하여 분석하였다. 본 연구에서는 김진수(2007) 에서 활

용한 공적분 검정 및 인과관계 검정 모형을 바탕으로 1999년부터 2012년까지 기간을 확장하여 재추정(reestimate)하였다. 2008년 금융위기를 구조변화 시점으로 설정하여 구조변화 전·후로 1999년부터 2008년까지를 첫 번째 유가 상승기, 2009년부터 2012년까지를 두 번째 유가 상승기로 나누어 전체 기간과 세부 기간에 대해 분석을 시행하였다.

2절에서는 2007년부터 2012년까지 선물 시장의 동조화 분석 결과를 수록하였다. 선물 시장의 경우, 거래 가격, 거래량, 거래액 변화 간의 장·단기적인 균형관계를 분석하여 각 원유 시장 간의 가격과 거래량, 거래액의 동조효과를 각각 분석하였다. 마지막으로 3절에서는 현물 시장과 선물 시장의 동조성 결과를 그림으로 요약하였다.

제 5장에서는 변동성 분석 모형인 GARCH모형으로 추정된 조건부 분산을 이용하여 한 시장의 가격 변동성이 다른 시장의 가격 수준과 그 변동성에 미치는 영향력과 가격 변동성이 다른 시장 거래액 변화와 그 변동성에 미치는 영향을 각각 검정한 결과를 수록하였다. 변동성 전이효과 분석도 위와 동일하게 현물 시장과 선물 시장에 대해 각각 분석을 시행하였다.

제 6장은 본 연구의 주요 결과를 요약하고 이로부터의 시사점을 도출한 후, 본 연구가 가지는 분석의 한계점과 향후 추가적인 연구 방향을 제시하였다.

2. 원유 시장의 이해

2.1. 원유 시장의 구성 및 분류

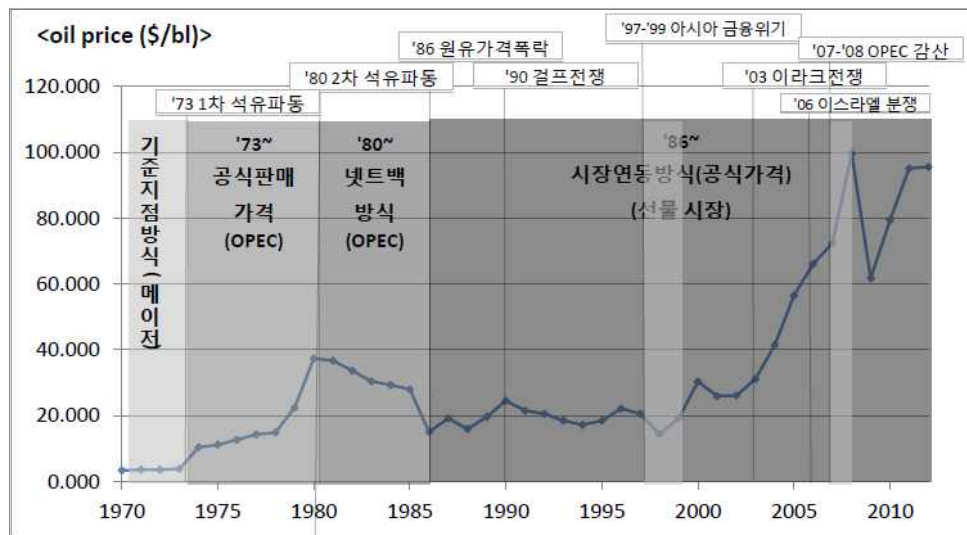
본 절에서는 1970년 이후의 원유 가격 결정 방식과 원유 시장의 종류와 시장별 특성에 대해 알아보았다. 주로 한국석유공사의 석유상식과 에너지경제연구원의 연구보고서 자료를 참고하여 정리하였다.

2.1.1 가격 결정 방식

국제 석유시장의 초기에는 메이저들이 원유 생산, 수송, 정제, 판매에 이르기까지 수직적 통합을 통한 시장 지배 체제를 구축하였다. 이 때에는 경쟁적 의미의 시장은 존재하지 않았으며, 석유 가격 역시 메이저들에 의한 공시가격(Post Price)에 따라 결정되었다. 또한 메이저들과 산유국간의 장기계약에 의해 대부분의 원유가 공급되어 왔기 때문에 원유가격이나 제품가격 변동은 주로 인플레이션율을 반영하는 수준이었으며 5%이하의 원유가 현물시장에서 거래되었다.

1973년 4차 중동전쟁을 계기로 중동 산유국들이 미국, 네덜란드 등 친이스라엘국가에 대한 석유수출을 금지시키면서 1차 석유 파동이 발발하였다. 그 당시 세계 1차 에너지소비에서 석유가 차지하는 비중은 47%로 상당한 비중을 차지하였고, 이로 인해 배럴당 3달러였던 가격이 11.65달러로 약 4배가량 급증하였다. 1980년에 발생한 2차 석유 파동은 이란의 회교혁명으로 전체의 15%가량을 차지하였던 이란원유수출이 중단되며 발발하였으며 이 때, 원유 가격은 배럴당 12.8달러에서 42.8달러로 가격이 급등하였다. 석유파동이 야기한 고유가로 인한 석유 수요 감소로 주요 산유국들은 잉여생산능력을 보유하

게 되었다. 또한 러시아, 영국, 노르웨이 등 비OPEC 석유수출국이 등장함에 따라 원유 수출국간의 경쟁이 심화되었다. 80년대 중반 이후부터는 저유가가 지속되며 재정압박에 시달린 산유국은 현물시장에 물건을 많이 내놓았고 이에 따라 현물시장 비중이 커지면서, 공식판매가격 또는 정부판매가격은 시장에서 사라지고 87년 이후 현물가격이 기간계약가격을 결정하게 되었다. 즉 기간계약가격은 현물가격의 등락에 연동되도록 변해왔다. 03년 국제적으로 거래된 원유 3,555만b/d중 약 55~60%가 기간계약으로 40~45%가 현물거래인 것으로 추정되며 현물가격이 가격결정 중심에 서면서 원유와 제품의 선물시장도 발달하게 되어 투기세력이 가세한 선물시장이 현물가격에 영향을 줄만큼 커지게 되었다. 다음의 <그림 1>은 유가 변동에 영향을 준 사건과 그에 따른 가격결정방식과 가격결정주체의 변화를 보여준다.¹⁾



<그림 1> 년도 별 사건에 따른 가격 결정 방식 및 결정 주체의 변화

1) 미국의 WTI(West Texas Intermediate)유의 현물 가격 그래프이다.

본 연구에서는 가격과 수량을 동시에 고려한 원유 시장의 동조화를 분석하기 위해 가격 결정이 시장연동방식체계(공식가격)를 따르게 되면서 선물시장이 발생한 이후의 시기(90년대 이후)를 대상으로 원유 시장의 동조화 여부를 실증 분석하였다.

2.1.2 기준 유종(Benchmark Crude Oil)의 분류

전 세계에 400여개가 넘는 원유의 유종이 존재한다. 79년 이후 국제 현물 시장에서 사우디산 Arabian Light, 81년 WTI가 기준원유에 합류하였으나 사우디정부가 공식가격고수를 위해 Arabian Light의 현물판매를 억제하자 중동산 기준원유는 Dubai유로 대체되었고, Forties원유는 Brent유로 대체되었다. 기준원유가 될 수 있는 조건은 투기의 대상으로 삼을 수 없을 정도로 많은 규모의 물량이 현물시장에 공급되고, 수요자가 많으며 다양한 정제설비에 범용성 있게 사용되어야 한다. 이들 대표유종은 선물시장이나 현물시장이 잘 발달하여 거래유동성이 매우 높으며, 가격투명성이 높기 때문에 다른 유종들의 가격결정의 기준(reference)이 되고 있다.

WTI유와 Brent유는 선물거래에서 주로 거래가 되고 있는 반면, Dubai 유 등은 장외시장에서 거래되는데, 특정 거래소 없이 거래 당사자 간의 전화 등 통신수단 등을 이용해 직접 거래가 이루어지는 형태이다.

(a) WTI(West Texas Intermediate API(Gravity) 39.6°, Sulfur 0.24%)

서부텍사스에서 생산되는 중질원유로 생산량은 30~40만 barrel/dollar 이다. 해상수송 없이 미국 내 파이프라인으로 거래되고 있으며 선적항은 오클라호마 Cushing이다. WTI는 거래량이 2억barrel/day 에 달해 미국시장에서 거래되는 원유의 기준원유가 되었다. 미국 정부가 해외반출을 금지하고 있어 해외에서는 거래되지 않는다. paper거래량이 실물거래량의 6배가량이 되며 이에

따라 많은 투기 자금이 유입되고 있다.

(b) Brent유 (API 38.3°, Sulfur 0.37%)

유럽 및 아프리카에서 생산되는 원유의 가격 결정기준이 되는 북해산 원유로 선적항은 북해 Sullon Voe항이다. 생산량은 30만 barrel/dollar이고, 거래량은 1억barrel/day로 유동성, 가격 투명성, 범용성이 있고, 현물시장, 선도시장, 선물시장에서 상호연계로 운영되어 기준원유로서 조건이 가장 좋다.

(c) Dubai유 (API 31.0°, Sulfur 2.04%)

UAE의 Dubai항에서 혼합되어 수출되는 고유황중질원유로써, 20만 barrel/dollar가 생산되고 거래량은 20~300만barrel/day이다. 선적항은 Dubai Fateh로 아시아시장의 기준원유로 활용된다. 90년대 중반까지 40만 barrel/day였던 생산량이 최근 10만barrel/day로 감소되어 유동성이 약해졌다. 이를 보완하고자 아시아지역 중동산 거래에는 Dubai유와 Oman유의 평균가격을 기준가격으로 적용한다.

Dubai유는 선물거래가 거의 없어 대부분 현물거래로 이루어지고 있으며 거래는 원유 공급자와 수요자, 트레이더가 참여하고 있다.

(c) Tapis유 (API 42.7°, Sulfur 0.04%)

말레이시아에서 생산되는 저유황원유로써 1980년부터 생산을 시작하였으며 생산량은 2007년 기준으로 약 30만barrel/day이다. Tapis유는 싱가포르에서 거래되고 있으며 기준가격은 생산자, 정제자, 트레이더에 의해 결정된다. 인도네시아, 태국, 베트남 등 아시아 지역에서 Tapis유의 수요가 증가하고 있다. 이는 Tapis유가 다른 고유황 원유와 같이 정제에 큰 비용이 들지 않고 많은 양의 디젤과 가솔린을 생산할 수 있기 때문이다. 또한 WTI유, Brent유에

비해 상대적으로 높은 가격으로 거래되고 있다.

2.1.3 원유 시장의 분류

원유 시장은 크게 장내 시장과 장외 시장, 실물 시장과 파생상품으로 구성되어 있으며, 거래소 유무와 거래 장소에 따라 시장을 분류할 수 있다. [표 4]를 통해 거래소 유무 및 실물인수도 여부에 따라 구분된 시장의 종류를 확인할 수 있다.

1) 거래소 유무에 따른 분류

국제 원유시장은 거래소 유무에 따라 장내 시장(exchange trade market)과 장외시장(OTC Market: Over The Counter)으로 구분된다.

2) 실물인수도 여부에 따른 분류

실물시장은 실제 원유의 인수와 인도를 목적으로 거래되는 시장인데 반해 선물시장은 미래 가격변동에 대한 위험회피(Hedging) 혹은 투기(Speculation) 등을 주 목적으로 페이퍼만으로 거래가 이루어지는 시장으로 선도시장, 스왑 시장, 옵션 시장이 있다. 실물시장으로는 현물시장과 장기 계약 시장 형태가 있다.

현물가격은 시장상황에 따라 자유로이 등락하나 기간계약의 경우 기준원유를 정해 이의 현물가격에 연동하여 개별원유의 가격이 연동되도록 하고 있다. 따라서 기준원유가격이 등락하면 다른 기간계약 원유도 함께 등락하는 것이다. 여기서, 미국시장은 WTI, 유럽시장은 Brent유, 아시아시장은 Dubai유가 기준원유이다.

원유선물시장은 현물시장과 큰 연계성을 가지며 변화하는 시장상황에 대

응한 거래자의 헤지(Hedge)거래를 가능하게 하며, 원유시장의 유동성 증대 역할을 한다. 선물시장은 현물시장에 비해 유동성이 높아 가격을 크게 변화시키지 않고 대량거래를 흡수할 수 있다.

[표 4] 원유 시장의 분류

	장내시장 (exchange trade market)	장외시장 (OTC market)
실물시장 (physical market)	-	기간계약 (term contract)시장 현물(spot)시장
파생상품시장 (derivative market)	선물(future)시장 옵션(option)시장	선도(forward)시장 스왑(swap)시장 옵션(option)시장

주) 자료: 한은조사연구(2009)

원유 시장에서는 기준 유종(bench crude oil)들의 현물 시장이 잘 발달되어 왔으며 각 지역마다 선물 거래소가 생기고 변동성을 최소화하기 위해 선물 시장이 성장하게 되었다. 현물 시장과 선물 시장의 특징과 시장의 기능에 대해 [표 5]에 정리하였다.

[표 5] 원유 시장의 특징 및 기능

산유국과 장기계약				
원유시장	현물시장	거래즉시 대금 지불, 상품 인도		
		원유생산, 수송, 정제, 제품판매의 일관조업 석유회사가 일시적으로 특정 유종이 부족한 경우, 장기계약 이외에 원유를 조달할 때 발생		
	선물시장	공식거래소를 통해 지정된 시간에 거래		
		주요기능	위험관리	현물시장과 긴밀하게 연계되어 시장변동에 대한 헷지(Hedge) 가능
			유동성제고	가격을 크게 변화시키지 않고 대량거래 흡수 가능
			가격발견기능	원유시장의 기초자산인 기준원유의 미래가격에 대한 정보 제공
			효율성제고	시장수급상황 및 공급예정인 원유가체에 대한 지표로 사용

주) 자료 : 한국석유공사 유가정보서비스

다음으로는 위의 [표 4]에서 분류한 원유 시장 중 현물 시장, 기간 계약 시장, 선물 시장, 선도 시장의 거래 방식과 시장의 특성을 살펴보았다.

현물 시장(Spot Market)은 거래능력을 갖춘 당사자들끼리의 거래로 물리적으로 존재하지 않는 추상적 개념의 시장을 말한다. 국제 석유시장에서 형성되는 가격의 지표로써 총 원유 거래량의 40%가 현물시장에서 거래되며 석유회사들의 주식가격과 투자 계획에 영향을 미친다. 현물시장에서 거래되는 물량은 정확히 알 수 없으며 유가등락과 시장상황에 따라 수시로 변화한다. 현물은 산유국에서 선적 후 소비국 항구에 도착까지 소유인이 계속 변하기 때문에 정확한 거래 규모를 알 수 없다. 대표적 현물시장은 현물이 밀집된 저유소나 항구를 기반으로 하는데 미국 휴스턴을 중심으로 한 카리브해안, 로테르담을 중심으로 한 라인강 하구연안, 동남아의 싱가포르가 세계 3대 현물시장을 이루고 있다.

기간 계약 시장(Term Contract Market)에서 기간 계약은 공급자(NOC or Major)와 소비국의 정유사가 일정기간 장기계약을 맺고 선적 스케줄에 따라 운송되며 가격은 현물가격에 연동된 공식에 따라 사후적으로 계산하여 정산하는 방식이다. 중동산 원유는 세계 3대시장인 미국, 유럽, 극동지역에 모두 판매되는데 기준 가격은 각각 다르다. 유럽, 미국행은 모두 현지생산원유가격의 등락에 맞추어 중동산원유가격을 받지만 아시아는 마땅한 생산원유가 없어 중동산원유 등락에 맞추어 수출원유 가격을 받게 된다.

선물 시장(Futures Market)에서 선물(Futures)은 약정일에 미리 정한 가격으로 자산을 사거나 팔아야하는 의무가 부여된 계약을 말한다. 선물 거래를 통해 위험 관리와 미래 가격의 정보 예측, 효율적 자원 배분이 가능하게 된다. (이근영, 2004) 선물 거래는 특정 선물거래소에서 미래 특정 시점에 인수·인도 예정인 표준화된 특정상품을 현 시점에서 특정 가격으로 약정하는 거래를 말하며, 거래소 당국에 의해 상품 인도와 대금의 지불이 보장된 조건 하에 거래가 이루어지나, 대부분 실물 인수·인도보다는 만기일 이전에 반대 매매에 의한 차액 정산으로 계약이 종료된다. 선물시장은 현물거래 비중이 대폭 증가하면서 필연적으로 급격하게 석유가격 변동이 초래되면서 가격변동위험을 헷징(Hedging)하기 위한 수단으로 점차 발달하게 되었다. OPEC세력이 약화되고 각 산유국간의 판매 경쟁이 치열해지면서 원유가격이 OPEC의 통제를 벗어난 84년에 비로소 활성화되고 86년 유가폭락으로 원유선물거래가 본 궤도에 올랐다. 선물, 옵션 시장은 가격예시기능을 제공하여 헤저, 투기자, 정책입안자에게 유용한 정보를 제공한다. 한편 투기자금이 석유선물시장에 들어와 유가의 급등락을 야기하여 선물 매수 및 매도 포지션 잔고는 항수 현물유가 예측에서 간과할 수 없는 중요 요소가 되고 있다. 또한 이러한 투기 목적의 투자자들로 인해 재고량이 많음에도 불구하고, 유가가 내려가지 않고 오히려 상승하는 현상이 일어나고 있으며 금융투자자의 원유선물 매수 포지션 한도를 축소

하는 등의 법령 마련이나 CFTC(Commodity Futures Trading Commission)의 감독이 강화되고 있다.

선물 거래소에는 미국산 원유인 WTI유가 거래되는 NYMEX(New York Mercantile Exchange, Inc. 뉴욕상업거래소), 북해산 원유인 Brent유와 Dubai유가 거래되는 ICE(Intercontinental Exchange)²⁾ 및 2007년 중동 두바이에 개설되어 Oman유를 거래하는 DME(Dubai Mercantile Exchange, Limited), Dubai유를 거래하는 SIMEX(Singapore International Monetary Exchange ; 싱가포르국제거래소), Brent유를 거래하는 ROEFEX(Rotterdam Energy Futures Exchange ; 로테르담 선물거래소), Oman유, Dubai유를 거래하는 TOCOM(Tokyo Commodity Exchange ; 도쿄상품거래소)가 있다. [표 6]은 각 선물 시장에 따른 거래 정보가 수록되어 있다.

두바이 상품거래소(DME)는 2007년 처음 Oman 원유를 상장함으로써 거래를 시작하였으며 오만 원유 선물은 실물 인도를 원칙으로 하고 있다. DME의 Oman유 거래량은 NYMEX나 ICE에 비해 소규모에 머물고 있다. 이전까지 중동산 원유는 유동성이 부족한 실물 및 페이퍼 거래에 의존하고 있었지만, 중동 원유의 거래소 상장을 통해 가격 투명성과 헤징 기회를 확보하게 되었다. 두바이 선물은 런던 상품거래소인 ICE에 상장되었는데 기준가격 제공자인 플래트(Plattes)의 두바이 가격을 기준으로 한 현금 정산을 원칙으로 하여 실물과의 연계성이 떨어진다는 한계가 있다.

Brent유를 거래하는 ICE 시장과 WTI유를 거래하는 NYMEX에서 충분한 유동성 확보로 WTI원유와 Brent유의 생산량이 많지 않음에도 불구하고 높은 가격 투명성을 확보하였고 있다. NYMEX는 2004년 말 Brent유 선물거래를 개시하였고, ICE는 2006년 초에 WTI유 선물거래를 개시하면서 장내·외에서

2) 런던 석유 선물 거래시장의 정식 명칭은 IPE(International Petroleum Exchange of London Ltd. ; 국제석유거래소) 이나 전자거래방식을 도입하면서 ICE(Intercontinental Exchange)로 상호명을 통합하였다.

NYMEX와 ICE 간의 주도권 경쟁이 치열해지고 있다.

[표 6] 국제 원유 선물 시장의 분류

구 분	NYMEX	ICE	TOCOM	DME
기준유종	WTI	Brent	Dubai, Oman	Oman
거래개시 일	1983년 3월	1988년 9월	2001년 9월	2007년 6월
계약단위	1,000배럴	1,000배럴	314.5배럴	1,000배럴
최소거래 단위	\$0.01/배럴	\$0.01/배럴	¥ 10/1,000리터	\$0.01/배럴
거래시간	공개호가(9:00~14:30) 전자방식(18:00~17:15) (뉴욕시간 기준)	1:00~23:00 (런던시간 기준)	전장(9:00~15:30) 후장(17:00~23:00) (동경시간 기준)	일~금요일 18:00~17:15 (뉴욕시간 기준)
최종거래 일	인도월 전월 25일- 3영업일	인도월 1일-15일	인도월 전월 마지막영업일	인도월 전전월 마지막영업일
인도조건	실물인도, 현금청산	현금청산	현금청산	실물인도

주) 자료 : UNIEPEC, 한국석유공사, 한국은행 조사연구(2009) 재인용

마지막으로 선도시장(Forward Market)은 매도자와 매수자간의 미래 일정 시점을 상품인도일로 정하고 가격과 수량을 미리 정해 매매하는 방식으로 거래한다. 선물거래가 NYMEX와 같은 거래소에서 거래하되 미래 현물가격 등락위험을 피하기 위한 거래로써 실제 실물이 거래되는 경우가 드물고 대부분 기한도래이전에 청산거래를 하는 반면, 선도거래는 기관의 개입 없이 양 당사자 간 직접 이루어지고 실제 실물의 인도와 대금결제가 이루어진다. 따라서 향후 유가등락에 따라 위험부담이 있고 이를 헷징(hedging) 하기 위해 선도거래는 선물거래와 병행하기도 한다.

2.2. 원유 시장 동향

본 절에서는 1997년부터 2012년까지 원유 현물 시장의 가격 추이와 2007년부터 2012년까지의 원유 선물 가격 및 거래량 동향을 제시하였다.

2.2.1. 가격 추이

국제 원유 가격은 실물시장과 파생상품 시장 간, 거래 지역 및 유종 간의 밀접한 연계관계 속에서 결정된다. 중동 지역과 아시아 지역의 경우, 정부가 월별로 계약가격을 설정하여 가격이 결정된다.

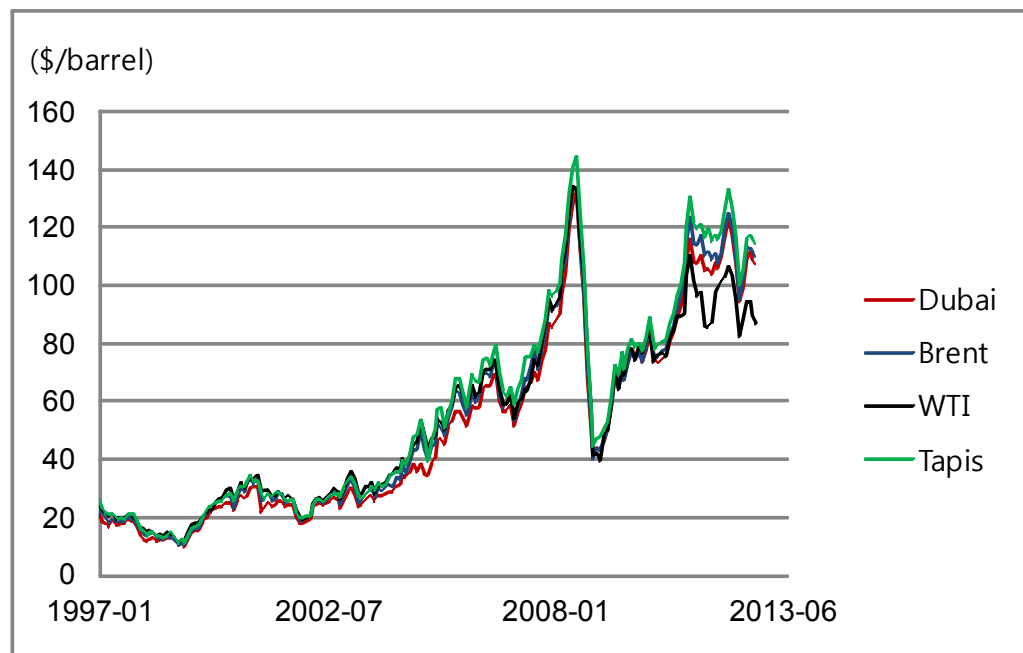
1) 현물 가격(Spot Price)

다음은 각 시장의 1997년부터 2012년 11월까지의 WTI유, Brent유, Dubai 유, Tapis유의 현물 가격을 나타내는 그래프³⁾이다. (<그림 2> 참고)

2003년 이후의 석유 가격은 이전과 다르게 가격 상승이 소비 감소를 초래하지 않아 상승기가 지속되고 있다(이달석, 2007). 또한 최근 수년 동안의 유가 움직임은 산유국의 정치적 불안에 의해 공급교란이 발생하여 단기적인 유가 상승이 유발되었던 과거와는 달리, 신흥국의 에너지 소비 증가와 전 세계적인 경기 회복 양상 등에 따른 요인으로 유가 상승이 지속되고 있는 추세이다(이달석, 2007). 2008년 금융위기 이후 급락하였던 원유 가격은 다시 상승세로 돌아서서 2012년 11월 현재까지 꾸준히 상승하는 추세를 보이고 있다. 특이한 점은 WTI 가격이 Brent와 Dubai 가격보다 우세에 있던 이전의 추세와는 다르게 2009년 이후 Brent 와 Dubai 가격이 WTI 가격을 상회하고 있다.

3) 데이터는 석유정보망(petronet)

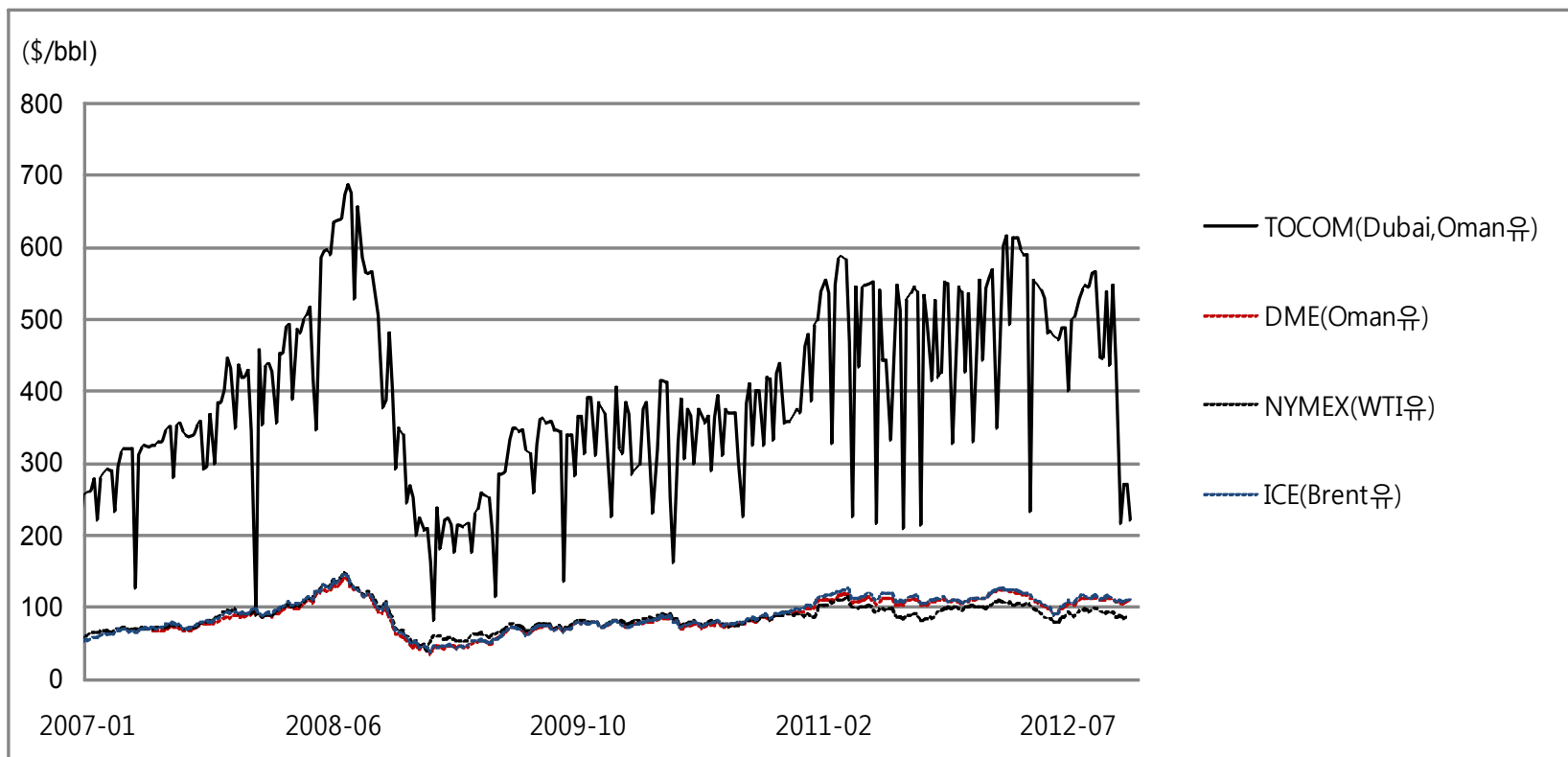
이는 각 유종 시장의 수요, 공급, 해당 국가의 경기 상황 등의 변화로 야기되었을 가능성이 높다.



<그림 2> 원유 현물 가격(Spot price) 추이(1997-2012)

2) 선물 가격(Future Price)

다음 <그림 3>은 2007년 6월 2주부터 2012년 11월 3주까지의 NYMEX의 WTI유 선물, ICE의 Brent유 선물, DME의 Oman유 선물, TOCOM의 Dubai, Oman유 선물 가격 추이를 나타낸 그래프이다. 각 시장의 선물 가격 추이는 부록에 첨부하였다. 2008년 금융위기 후, 급락하였던 원유 가격이 다시 상승세로 돌아서서 2012년 11월까지 꾸준히 상승하는 추세를 보이고 있다.



<그림 3> 원유 선물 가격(Future Price) 추이 (2007-2012)

<그림 3>을 통해 TOCOM(Tokyo Commodity Exchang)의 Oman유, Dubai유 선물 가격 수준 및 분산은 다른 시장의 원유 가격과 달리 큰 것을 확인할 수 있다.

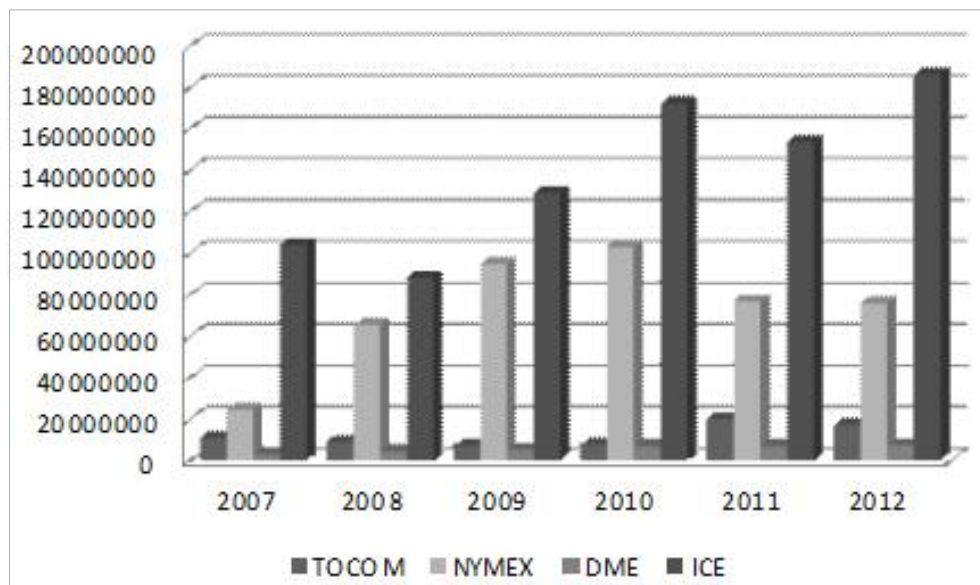
2.2.2. 거래량 동향

2007년부터 2012년까지 NYMEX(New York Mercantile Exchange)의 WTI유 선물, ICE(International Petroleum Exchange)의 Brent유 선물, DME(Dubai Mercantile Exchange)의 Oman유 선물, TOCOM(Tokyo Commodity Exchang)의 Oman유, Dubai유 선물 거래량⁴⁾을 나타내어 시장의 평균 거래량 추이를 비교하였다(<그림 4> 참고).

2012년 1월부터 11월까지를 기준으로 ICE의 Brent유 주중 평균 거래량은 약 1억 8천4백만 배럴로 ICE의 Brent유 선물 거래량이 다른 시장의 거래량에 비해 가장 많고, NYMEX의 WTI유 선물 거래량은 약 7460만 배럴, TOCOM의 Dubai, Oman유 선물 거래량은 약 1740만 배럴, DME의 Oman유 선물 거래량은 약 754백만 배럴로 그 뒤를 따르고 있다. NYMEX의 WTI유 선물 거래량은 2010년까지 꾸준히 증가하다가 2011년부터 서서히 감소추세를 보이고 있다. ICE의 Brent 선물 거래량의 경우, 2010년까지 증가 추세를 보이다가 2011년에는 잠시 하락되었지만 2012년 다시 증가하였다. DME 시장은 2007년 거래 개시 이후, Oman 선물 거래량이 점차 증가하는 추세를 보이고 있으나, 수량 자체는 다른 시장에 비해 현저히 적어 아직은 협소한 시장 규모임을 확인할 수 있다. 2007년부터 2012년까지의 주중 평균 거래량을 기준으로 DME의 Oman유 선물 거래량은 ICE Brent유 선물 거래량의 1/24배가량, TOCOM

4) TOCOM의 Dubai,Oman 선물 거래량 단위는 Kilolitre이며, 국제단위체계(1000리터=6.293배럴)를 이용하여 단위를 배럴로 통일하였다.

의 Dubai, Oman유 선물거래량은 1/12배가량으로 유럽 국제석유거래소(ICE)의 거래량에 비해 아직까지는 거래량이 적은 편으로 나타났다.



<그림 4> 원유 시장 평균 거래량(bbl)

3. 방법론 및 분석자료

본 장에서는 분석에서 사용된 방법론과 자료에 대한 설명을 수록하였다. 1절에서는 동조성 여부를 확인하기 위한 시계열 분석 절차인 단위근 검정, 공적분 검정 방식에 대해 설명한 후, 변수 간의 인과관계를 파악하기 위해 본 분석에서 활용한 오차수정모형(Error Correction Model)과 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model)에 대해 기술하였다. 다음으로는 변동성 전이 효과를 분석하기 위한 방법으로 가장 일반적으로 활용되고 있는 변동성 추정 모형인 GARCH(Generalized ARCH) 모형에 대해 정리하였다. 2절에서는 본 연구의 실증 분석에서 활용한 자료에 대해 서술하였다.

3.1. 방법론

3.1.1. 동조성 분석

변수 간의 동조화 여부를 파악하기 위해 시계열 변수 간의 인과관계 분석이 시행된다. 시계열 분석의 절차는 먼저 시계열 변수의 안정성을 확인할 수 있는 단위근 검정과 변수 간의 장기적인 균형 관계를 확인할 수 있는 공적분 검정이 시행된다. 변수 간의 장기적인 균형관계가 존재하는 경우, 두 변수 간의 장·단기적 인과관계를 확인할 수 있는 모형인 오차수정모형(Error Correction Model)을 통해 동조화 여부를 확인할 수 있으며, 장기적인 균형관계가 존재하지 않을 경우에는 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model)을 이용하여 차분된 변수 간의 단기적인 인과관계를 확인할 수 있다.

3.1.1.1. 단위근 검정 (Unit-root Test)

시계열 자료의 연구에서 안정성(Stationarity) 가정은 매우 중요한데, 이는 시계열 안정성 가정이 충족되지 못하면 시계열 모형에서 구한 계수의 통계적 타당성 문제가 발생하기 때문이다(이사영, 2006).

시계열 자료에 대한 안정성을 검정하는 방법으로 많이 사용되는 방법으로 많이 사용되는 검정은 1차 자기회귀모형을 기반으로 모형의 차수(order)를 일반화하여 단위근을 검정하는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 오차항의 약의존성(weakly dependency)과 이분산성제약을 완화하여 단위근 검정하는 Phillips-Perron(PP)검정 방법(Phillips and Perron,1988)이 있다. 단위근 검정의 귀무가설(null hypothesis)은 ‘단위근이 있다.’로써 이는 불안정적 시계열이라는 의미를 가진다. 만약 검정통계량이 임계치보다 크면 귀무가설이 기각되어 단위근이 없는 안정 시계열이라고 할 수 있다.

추세와 상수항을 포함하는 단위근 검정식은 다음 수식 (1) 과 같다.

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \delta t + u_t \quad (1)$$

여기서 $\rho=1$, 이면 Y_t 는 단위근 과정을 따른다고 한다. 이러한 단위근 검정은 표류항(Draft)과 선형 추세(Trend)와 같은 시계열 결정 요소의 포함 여부에 따라 다음과 같이 분류된다.

[표 7] ADF test(Augmented Dickey Fuller Test)

모형	Identification	제약
1	Random walk without drift and trend	$\alpha = \delta = 0$
2	Random walk without trend	$\delta = 0$, default
3	Random walk without drift	$\alpha = 0$
4	Random walk with drift and trend	None

주) STATA Time-series Reference Manual Release 12 참고

3.1.1.2. 공적분 검정 (Cointegration Test)

공적분 분석을 위해서는 각 시계열 자료가 동일한 차수의 적분을 갖는 불안정 시계열이거나 모두 공통의 확률적 추세를 가지고 있어야 한다(Granger, 1996). 추정 방법은 2단계 공적분 검정을 이용한 Engle and Granger(1987) 방식과 최우추정(maximum likelihood Estimation)방식을 이용한 Johansen(1995) 방식이 있다. Engle and Granger(1987)의 공적분 검정은 잔차항에 근거한 방식으로 회귀식의 잔차가 단위근이 없는 정상시계열(stationary time series) 인지 검정하는 형태로써, 종속 변수에 따른 공적분 검정 결과가 불일치할 수 있다는 문제가 있다(김진수, 2007). 따라서 본 연구에서는 Johansen이 고안한 최우추정량(maximum likelihood, L_{\max})을 이용한 공적분 검정 방식을 사용하였다. 공적분 위수(Cointegration rank)를 결정하는 방식은 최대 고유값을 포함하는 검정통계량을 이용하는 λ_{\max} 검정과 일반화된 고유값 행렬의 대각선 요소의 합을 나타내는 trace값을 이용한 검정이 있는데 본 연구에서는 trace 통계량을 이용하여 r개의 공적분 벡터가 rank수보다 작거나 같다는 귀무가설에 대해 공적분 검정을 시행하였다.

3.1.1.3. 인과관계 분석 (Causality Test)

공적분 검정 결과 공적분이 존재하여 변수 간 장기균형이 성립되면, 벡터 오차수정모형을 통해 그랜저 인과관계를 검정할 수 있고, 공적분이 존재하지 않는 경우, 1차 차분된 VAR 모형을 이용하여 그랜저 인과관계를 확인할 수 있다.

(a) 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)

시계열 간의 공적분 관계를 다른 단기 동태적인 관계와 함께 고려한 동적 모형으로써 설명변수로 차분된 변수들의 시차항(lag term)과 함께 공적분 결합된 수준변수를 포함시킴으로써 모든 변수들이 안정적 시계열로 변환된 형태로 다음의 식 (2)과 같다.

$$\Delta Z_t = v + \Gamma A' Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

A: 공적분 벡터, ϵ_t : 백색잡음, $\Gamma A' Z_{t-1}$: t-1항에서의 불균형 오차, Γ : 오차수정계수

오차수정모형은 변수들 간의 공적분 관계가 존재하는 단위근시계열들로 이루어진 다변량시계열을 고려하기에 적합한 모형으로써 단위근 시계열을 포함하는 r차원 다변량 시계열 $\{z_t\}$ 의 구성 시계열들 간의 1개의 공적분관계가 존재하고 그들 각각을 나타내는 공적분 벡터를 열로하는 rX1행렬을 A라고 했을 때 가장 적절히 해석된다. 이 모형을 통해 단기적 인과관계와 장기적 인과관계, 단기, 장기 인과관계가 합쳐진 강 인과관계를 각각 확인하여 인과관계 경로를 확인할 수 있다. 여기서 단기적 인과관계가 존재한다는 것은 종속변수

의 변화를 설명하기 위해 설명변수의 변화에 대한 과거 시차변수 추가 시, 모형의 설명력이 통계적으로 유의미하게 개선되었음을 의미하며 장기적 인과관계가 성립한다는 것은 종속변수와 설명변수의 장기적 균형관계를 나타내는 오차수정항(Error Correction Term)이 통계적으로 유의함을 의미한다. 이는 외부충격 발생 시, 종속 변수의 변화는 오차수정항의 계수의 크기에 따른 속도로 두 변수의 장기균형으로 회귀함을 의미한다.⁵⁾

(b) 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression Model : VAR)

어떤 단일시계열의 현재 움직임이 자신의 과거 값뿐만 아니라 다른 시계열의 과거 값에 의해서도 영향을 받아 결정될 때 유용한 모형으로써 AR(Autoregressive model)을 확장한 것으로 모든 가능한 변수를 포함한 선형 회귀 방정식으로 구성된다. 벡터자기회귀모형의 형태는 다음 수식 (3)과 같다.

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + \dots + B_s x_{t-s} + u_t \quad (3)$$

$$y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})' : K \times 1 \text{ random vector}$$

$$E(u_t) = 0, E(u_t u_t') = \sum, E(u_t u_s') = 0 \text{ for } t \neq s$$

각 방정식은 각 변수들의 현재 관측치(내생변수)를 종속변수로 하고 자신과 기타 변수들의 과거 관측치(외생변수)를 설명변수로 설정된다. 동일 변수에 대해 여러 개의 시차를 취하기 때문에 모든 회귀계수가 다중공선성(Multicollinearity)으로 인해 통계적으로 유의하지 않을 수 있다. 그러나 통상 최소자승법을 이용한 추정방법으로 추정된 VAR모형의 회귀계수는 일반적으로 일치성과 효율성을 갖는다.

5) 김진수(2007), 박준용 외 3인(2005) 참고

3.1.2. 변동성 전이효과 분석

3.1.2.1. ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) Models

ARCH(q) 모형은 Engle(1982)에 의해 개발되었으며, 변동성에서의 자기 상관을 모형화 함에 있어 조건부 분산이 이전 기 오차항의 제곱 값에 의존하도록 한 모형으로 형태는 다음의 수식 (4)와 같다.

$$\epsilon_t^2 = c + \sum_{i=1}^q a_i \epsilon_{t-i}^2 + u_i \quad (4) \quad ,$$
$$E(\epsilon_t / \epsilon_{t-1}) = 0$$

ARCH 효과가 있음은 시간 가변 조건부 변동성이 연속적으로 상관관계를 가짐을 의미한다. ARCH모형은 조건부 2차 적률과 무조건부 2차 적률을 구분한데 그 의의가 있다. 여기서 조건부 이분산성을 무시하는 경우 표본 개수가 증가함에 따라 추정의 효율성이 저하될 가능성이 높아지게 된다. ARCH 유형의 모형은 두터운 꼬리를 갖는 자산 수익률 분포의 특성과 수익률 변동성이 갖는 밀집현상(Clustering)을 잘 반영하고 있다는 장점이 있다. 자기회귀 모형을 통해 시간가변 분산을 측정하기 위해서는 현재 시계열 자료 분산이 전기의 분산을 통해 예측 가능하여야 하며 이러한 ARCH효과가 존재하면 GARCH를 통해 시계열의 특성을 확인할 수 있게 된다(이사영, 2006).

3.1.2.2. GARCH(Generalized ARCH) Model

본 연구에서는 변동성 사이의 조건부 전이효과를 분석하기 위해 Bollerslev(1986)가 개발한 GARCH(Generalized ARCH) 모형을 이용하였다. Engle(1982)의 ARCH 모형은 변동성을 자기회귀형태의 조건부 이분산성을 지닌 모형으로 정의했으며, 여기서 조건부 분산은 양수 값이고 잔차 제곱 합으로 이루어진 식도 양수이므로 모든 계수가 양수(+)여야만 하는 비음 조건이 따른다. GARCH모형은 ARCH모형이 Lag가 매우 길어져 간결하면서 설명력이 높은 특성이 저하되고 비음(-) 조건이 위배될 수 있다는 한계점을 보완한 모형으로써 오차 제곱들과 과거 조건부 이분산들을 선형적으로 결합시킨 형태이다. 여기서 오차의 제곱들은 ARMA(Autoregressive Moving Average) 과정을 따른다. 본 논문에서는 시계열 변동성이 단순 GARCH(1,1) 모형으로도 잘 모형화할 수 있어 p, q 를 각각 1로 상정하였으며, 기본 형태인 GARCH(1,1)은 다음 수식 (6)과 같다.

$$r_t = \mu + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\epsilon_t = \sigma_t Z_t, \quad Z_t \sim i.i.d N(0,1)$$

$$\text{GARCH}(1,1) : h_t = w + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (6)$$

여기서 분산 h_t 는 이전기의 충격(α)과 분산(β)의 함수로 정의되어 과거의 정보를 이용하여 예측한 분산 값으로 조건부 분산(Conditional Variance)을 의미한다. 이는 과거의 경험을 바탕으로 예측된 수익률의 변동성이라고 해석할 수 있다. 본 분석에서는 각 시장의 현물 가격, 선물 가격, 선물 거래액의 변동성이 다른 시장 가격과 가격 변동성에 미치는 전이 효과를 분석하여 변동성 측면에서의 동조성을 확인하였다. GARCH 모형을 이용하여 한 가격의 변동

성이 다른 가격 변동성으로의 전이효과를 검증하기 위해 평균(수식 (7) 및 분산 방정식(수식 (8))의 독립변수에 추정된 변동성을 포함시켜 분석하였다. 식 (6)에서 추정된 변동성 h_t 는 식 (7) 및 (8)에서 H_1 을 의미한다.

$$r_{2,t} = \mu + \gamma_1 r_{t-1} + \gamma_2 H_1 + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\epsilon_t = \sigma_t Z_t, \quad Z_t \sim i.i.d N(0,1)$$

$$h_{2,t} = w + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{2,t-1} + \beta_2 H_1 \quad (8)$$

3.2. 분석자료

본 연구에서는 현물 시장 가격 자료와 선물 시장 가격 및 거래량 자료를 이용하여 각각의 시장에 대한 동조화 현상을 분석하였다. 현물 가격의 경우, 미국 시장을 대표하는 WTI 유, 유럽 시장을 대표하는 Brent 유, 중동 시장을 대표하는 Dubai 유, 아시아 시장의 Tapis 유 4가지 유종에 대해 1999년부터 2012년까지의 14개년에 걸친 주별 시계열 자료(weekly time series data)를 사용하여 석유 현물 시장의 동조화 여부를 검정하였다. 자료는 한국석유공사의 석유정보망을 참조하였다.

선물 시장의 경우, 뉴욕상업거래소(The New York Mercantile Exchange ; NYMEX)의 WTI유, 국제석유선물거래소(Intercontinental Exchange; ICE)의 Brent유, 동경공업품거래소(Tokyo Commodity Exchange; TOCOM)의 Dubai, Oman유, 두바이 상품 거래소(Dubai Mercantile Exchange; DME)의 Oman유의 선물 가격과 거래량을 통해 분석을 실시하였다. 아시아 시장의 경우, 도쿄상품거래소가 아시아 최대 에너지 선물 시장임을 고려하여 이를 대표 시장으로 선정하였다.

NYMEX의 WTI유와 ICE의 Brent유, DME의 Oman유의 선물 가격 및 거래량 자료는 Thomson Reuters 의 datastream을 이용하였으며 TOCOM의 Dubai, Oman유 가격은 CSIS(California School Information Services)를 이용하였다. TOCOM 시장의 단위는 JPY/Kilolitte 로 이를 dollar/barrel⁶⁾로 환산하여 단위를 통일하였다. 각 시장의 거래개시일이 다르므로 자료의 범위가 모두 다르다. NYMEX 시장은 2006년 6월 3주부터 2012년 11월 3주까지, ICE 시장은 2003년 9월 2주부터 2012년 11월 3주까지, DME 시장은 2007년 6월 2주부터 2012년 11월 3주까지, TOCOM시장은 2001년 9월 2주부터 2012년 11월

6) 1,000리터=6.293배럴

3주까지의 자료를 확보하였다. 분석을 위한 자료의 범위는 모든 시장의 데이터가 존재하는 2007년 6월 2주부터 2012년 11월 3주까지로 한정하였다. 분석에서 이용된 지역별 파생상품 및 원유 현물 유종을 표에 정리하였다.

[표 8] 지역별 파생상품 및 기준 유종

지역		미국	유럽	중동	아시아
파생상품		NTMEX 원유선물	ICE 원유선물	DME 원유선물	TOCOM 원유선물
실물	기준	WTI	Brent	Dubai	Tapis
	현물	미국, 캐나다, 라틴아메리카 유종	아프리카, 지중해, 러시아, 기타 북해 유종	오만, 카타르, UAE	인도네시아

주) 자료 : "Basic Survey on International Oil Market Trading Practices", Japanese Institute of Middle Eastern Economies (2004.3월), 한은 조사연구 (2009) 재인용

4. 동조성 분석 결과

기존의 국제원유시장 가격의 동조성 분석은 원유 현물 가격(Spot price)을 중심으로 이루어져왔으며, 본 연구에서는 현물 시장과 선물 시장의 동조성을 모두 분석하였다. 먼저 현물시장의 경우, 데이터 수집의 한계로 기존의 연구들과 같이 현물 가격을 이용하여 동조화 연구를 수행하였으며, 본 논문은 기존의 연구인 김진수(2007) 논문의 분석 방법을 이용하여 기간을 확장하여 재추정(Re-estimate)하였다. 선물 시장의 경우는 선물 가격, 거래량, 거래액의 동조성을 개별적으로 분석하였다.

4.1. 현물 시장 (Spot Market)

분석을 위한 도구는 STATA 12 통계 패키지를 사용하였다. 1999년부터 2012년까지의 현물 가격 자료를 이용하여 전체 기간(1999-2012), 첫 번째 유가 상승기인 기간 1(1999-2008), 두 번째 유가 상승기인 기간 2(2009-2012)로 분류하여 분석을 실시하였다. 이는 2008년의 금융위기 이후 유가가 급락한 시점을 구조 변화(Structural Break) 시점으로 고려하여 구조 변화 전·후로 원유 현물 시장의 동조화 여부를 비교·분석하기 위함이다.

1) 기초 통계량

다음은 1999년부터 2012년까지의 WTI유, Brent유, Dubai유, Tapis유의 기초통계량을 나타낸다. 분석 기간 내의 평균 가격 및 표준편차는 Tapis유가 가장 높게 나타났다.

[표 9] 현물 가격(Spot price)의 기초통계량

변수		수	평균	표준편차	왜도	첨도
WTI	수준 변수	727	56.878	29.212	0.447	2.214
	차분 변수	726	0.003	0.044	-0.488	5.578
Brent	수준 변수	727	58.070	32.955	0.548	2.111
	차분 변수	726	0.003	0.042	-0.562	4.767
Dubai	수준 변수	727	55.281	32.245	0.568	2.110
	차분 변수	726	0.003	0.038	-0.434	5.746
Tapis	수준 변수	727	61.400	34.993	0.530	2.120
	차분 변수	726	0.003	0.037	-0.444	5.055

주) 차분 변수는 $\ln(t) - \ln(t-1)$ 값을 의미함

2) 단위근 검정

본 연구에서는 ADF 검정과 PP 검정을 모두 이용하여 변수의 단위근 검정을 실시하였다. 다음의 [표 10]은 전체 기간(1999-2012)에 대한 단위근 검정 결과를 나타낸다.

[표 10] 현물 가격의 단위근 검정(Unit root test) 결과

변수		ADF 검정	PP 검정	결과
WTI	수준변수	-2.334	-5.530	I(1)
	차분변수	-22.970	-611.852	I(0)
Brent	수준변수	-2.086	-4.708	I(1)
	차분변수	-21.034	-551.366	I(0)
Dubai	수준변수	-1.950	-4.031	I(1)
	차분변수	-20.536	-556.509	I(0)
Tapis	수준변수	-2.111	-4.248	I(1)
	차분	-20.763	-574.098	I(0)

주: critical value : ADF t-statistics 1%=-3.430 5%=-2.860, PP t-statistics= 1%=-20.700 5%=-14.100

1999년부터 2012년까지 WTI유, Brent유, Dubai유, Tapis유 각각에 대해 추세를 제거한 수준변수 및 차분변수의 안정성을 확인하였다. ([표 10] 참고) ADF, PP검정 분석 결과, 모든 원유 현물 가격의 수준변수들이 불안정성을 보이고 있으나 1차 차분한 변수($P_t - P_{t-1}$)는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하므로 안정성을 확보하여 모든 원유 현물 가격의 시계열 자료는 I(1) 변수임을 알 수 있다. 1999년 1월부터 2012년 11월까지의 모든 현물가격은 단위근을 가지므로 이를 통상최소자승법(Method of Ordinary Linear Square : OLS)을 수행하면 가성회귀의 오류가 발생하게 된다. 가성 회귀(Spurious regression)이란 추세를 공유하는 서로 관련 없는 두 시계열 간의 관계를 회귀분석 시, 두 시계열이 통계적으로 유의한 것으로 분석되는 현상을 말한다. 따라서 Johansen의 공적분 및 인과관계 검정을 통해 변수 간의 균형관계를 확인하였다.

3) 공적분 검정

Johansen(1991)의 최대우도(Maximum Likelihood) 추정방식 이용한 공적분 검정 방식을 시행하였다. Trace통계량, Maximum Eigenvalue 통계량 등을 이용하여 공적분 벡터 수를 구할 수 있는데, 본 분석에서는 trace 통계량을 통해 공적분 벡터의 유무를 확인하였다.

서로 다른 공적분 벡터의 수가 r개보다 작거나 같다는 귀무가설을 설정하여 r을 0부터 가능한 최대값(내생변수의 수)까지 증가시키면서 우도비 검정량(Likelihood Ratio)을 산출하여 검정한다. 공적분 검정의 최적 시차를 구하기 위해 본 연구에서는 베이지안 정보 기준(Schwarz Bayesian Information Criterion : SBIC)⁷⁾을 이용하였다. 현물 가격에 대한 공적분 검정 결과는 [표 11]에 정리하였다.

7) Bayesian information criterion은 다음의 식으로 정의된다.

$SBIC = -2\left(\frac{L}{T}\right) + \frac{\ln(T)}{T}n_{parms}$ 여기서, L은 최대로그우도값이고, n은 추정된 모수들의 수를 의미한다. Lütkepohl(2005)은 SBIC 또는 HQIC을 최소화하는 시차 p가 실제 시차값의 일치추정량을 갖음을 증명하였다. 따라서 SBIC, HQIC는 AIC, FPE에 비해 이론적으로 더 타당하다고 사료된다.

[표 11] 현물 가격의 공적분 검정(Cointegration test) 결과

변수	귀무가설	전체 기간(1999-2012)			기간 1(1999-2008)			기간 2 (2009-2012)		
		시차	λ_{trace}	공적분	시차	λ_{trace}	공적분	시차	λ_{trace}	공적분
WTI-Brent	$r=0$	3	14.424	X	3	33.930	O	3	11.584	X
	$r \leq 1$		3.598			4.922			3.539	
WTI-Dubai	$r=0$	3	14.075	X	2	23.739	O	2	20.707	O
	$r \leq 1$		1.768			4.648			3.702	
WTI-Tapis	$r=0$	3	23.132	O	2	43.713	O	2	21.037	O
	$r \leq 1$		2.526			3.942			3.556	
Brent-Dubai	$r=0$	2	37.650	O	2	33.747	O	2	25.519	O
	$r \leq 1$		3.107			4.541			12.086	
Brent-Tapis	$r=0$	3	91.030	O	2	58.937	O	2	33.609	O
	$r \leq 1$		3.297			4.112			9.580	
Dubai-Tapis	$r=0$	2	31.766	O	2	31.120	O	1	15.312	X
	$r \leq 1$		3.678			4.493			4.583	

주) 5% Critical value : $r=0$ 일 때, 15.41 $r=1$ 일 때, 3.76, 1% Critical value : $r=0$ 일 때, 20.04 $r=1$ 일 때, 6.65

주) 기간 1(1999-2008) 공적분 검정 결과는 1% 유의수준 하에서 귀무가설이 기각됨

먼저 전체 기간(1999-2012)에 대한 공적분 분석 결과, WTI유와 Brent유, Dubai유 사이의 관계를 제외하고 WTI유와 Tapis유, Brent유와 Dubai유, Tapis유, Dubai유와 Tapis유의 trace 값이 $r=1$ 일 때, 5% 임계치인 3.76보다 작으므로 한 개 혹은 그보다 적은 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없어 결과적으로 하나의 공적분 벡터가 존재함을 확인하였다. 즉, 전체 기간에 대해 WTI유와 Tapis유, Brent유와 Dubai유, Tapis 유, Dubai유와 Tapis유간의 현물 가격 간의 장기균형을 확인하였다. 다음으로 2008년 외환위기로 인한 유가 급락 시점을 구조 변화(Structure Break)시점으로 고려하여 구조변화 전·후의 유종 간 장기균형 관계를 분석하였다. 분석 결과, 첫 번째 유가 상승기인 1999년부터 2008년까지에는 모든 유종 간의 장기균형 관계가 성립됨을 확인하여 이 기간에는 시장의 작동 효율이 뛰어나 동조성이 잘 나타난 것으로 나타났다. 두 번째 유가 상승기인 2009년에서 2012년 사이에는 WTI유와 Brent유, Dubai유와 Tapis유간의 장기균형관계가 나타나지 않았다.

4) 인과관계 분석

(a) 오차수정 모형(Vector Error Correction Model : VECM)

Johansen(1995)의 공적분 방정식으로부터 정규화된 모수를 활용한 오차수정항은 다음과 같다.

$$ect^{W-T} = WTI_t - 0.4845 - 0.8727 Tapis_t \quad (9)$$

$$ect^{B-D} = Brent_t - 0.2066 - 0.9672 Dubai_t \quad (10)$$

$$ect^{D-T} = Dubai_t + 0.1937 - 1.0114 Tapis_t \quad (11)$$

$$ect^{B-T} = Brent_t - 0.0224 - 0.9837 Tapis_t \quad (12)$$

위의 오차수정계수를 통해 장기균형관계에서 이탈한 편차들이 부분적으로 가격간의 단기조정을 통해 점차적으로 수정되는 속도를 파악할 수 있다.

전체 기간(1999-2012)에 대한 장기 인과관계와 단기 인과관계, 장·단기 인과관계가 동시에 성립하는 강 인과관계 계수를 다음의 표에 정리하였다. WTI유와 Tapis유, Brent유와 Dubai유, Brent유와 Tapis유 사이의 경우, $t-1$ 기의 가격이 t 기의 가격에 영향을 주는 인과관계가 상호적으로 존재하는 것으로 나타났다. Dubai유와 Tapis유의 경우에는 Dubai유가 Tapis 가격에 영향을 미치는 선도 가격(leading price)임을 확인하였다.

[표 12] 오차수정모형을 통한 인과관계 분석 결과 (1999-2012년)

-	WTI-Tapis	Brent-Dubai	Brent-Tapis	Dubai-Tapis
장기	-0.086*	-0.129*	-0.145*	-0.002
	(0.001)	(0.000)	(0.004)	(0.949)
	-0.016	-0.036	0.049	0.057**
	(0.426)	(0.250)	(0.245)	(0.032)
단기	-0.263*	-0.347*	-0.670*	-0.118
	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.183)
	0.454*	0.506*	0.602*	0.152***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.072)
강	58.53*	22.95*	47.11*	1.780
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.410)
	101.54*	47.43*	79.21*	9.430*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.009)

Tapis유의 WTI유에 대한 장기인과계수는 -0.086으로 1%유의수준 하에서 유의한 값으로 나타나는 반면, WTI유의 Tapis유에 대한 장기인과관계를 나타내는 계수 -0.016은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

유가 상승기인 기간 1(1999-2008)에는 모든 유가 간의 장·단기 인과관계가 성립하여 동조화가 가장 강하게 나타남을 확인하였다. 두 번째 유가 상승기인 기간 2(2009-2012)에는 아시아 Tapis유와 중동의 Dubai유 사이의 유의미한 인과관계가 성립되지 않음을 확인하였다.

오차수정모형의 속도조정계수(장기수정계수, α)와 단기조정계수(Γ)의 검정량과 통계적 유의성을 정리한 표는 부록에 정리하였다.

(b) 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression Model : VAR)

먼저 전체 기간(1999년-2012년)에서 가격 간의 장기균형관계가 존재하지 않는 WTI유와 Brent유, WTI유와 Dubai유 간의 인과관계를 확인하기 위해 벡터자기회귀모형을 이용하여 1차 차분된 가격 간의 단일방정식모형을 선정하여 분석을 시행하였다.

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^p \Gamma_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{i=1}^q \Gamma_{ii} \Delta X_{i,t-i} + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

분석 결과, WTI유와 Brent유, WTI유와 Dubai유 사이에서 1-2주 시차 내에서 서로의 가격 변화를 이끄는 유의미한 인과관계를 발견하였다. 두 번째 유가상승기인 2009년부터 2012년에서의 VAR 모형을 이용한 인과관계 분석 결과, WTI유와 Brent유 간에는 1-2주 내에서 가격 변화 간의 인과관계가 유의하게 나타났지만, Dubai유와 Tapis유 간에는 유의미한 인과관계가 성립되지 않는 것으로 나타났다. 즉, 2009년 이후, 중동과 아시아 현물 가격 간에 일부 지역화가 발생되었음을 유추할 수 있다. VAR모형을 이용한 현물 가격 간의 인과관계 추정 결과는 부록에 수록하였다.

종합적으로 1999년부터 2012년까지 현물 시장의 경우, 미주, 유럽, 중동, 아시아 시장이 비슷한 가격 움직임을 가지는 단일화 시장임을 확인하였다.

4.2. 선물 시장(Future market)

각 지역의 대표 선물 시장을 대상으로 선물 시장 가격, 거래량, 가격과 거래량의 곱으로 표현되는 거래액의 동조성을 개별적으로 분석하였다.

4.2.1 선물 가격 (Future Price)

다음은 2007년부터 2012년까지의 NYMEX의 WTI 선물, ICE의 Brent 선물, DME의 Oman 선물, TOCOM의 Dubai,Oman 선물 가격에 대한 분석 결과를 보여준다.

1) 기초 통계량

[표 13] 선물 가격(Future price)의 기초 통계량

변수		수	평균	표준편차	왜도	첨도
NYMEX (WTI)	수준변수	285	86.795	17.737	0.401	3.906
	차분변수	284	0.002	0.0505	-0.624	6.501
ICE (Brent)	수준변수	285	91.175	23.328	-0.187	2.253
	차분변수	284	0.0007	0.056	-0.199	10.316
DME (Oman)	수준변수	285	88.401	22.542	-0.195	2.306
	차분변수	284	0.002	0.050	-0.620	6.932
TOCOM (Dubai, Oman)	수준변수	285	302.294	91.772	-0.026	2.435
	차분변수	284	0.0009	0.309	0.470	8.806

2) 단위근 및 공적분 검정

2007년 6월부터 2012년 11월까지 선물 시장의 가격 시계열의 안정성을 검정한 결과이다. 로그를 취한 선물 가격 및 1차 차분 가격을 대상으로 시계열의 안정성을 확인하는 단위근 검정 결과, 아시아 TOCOM의 선물 가격을 제외한 모든 시장의 유가가 1차 차분에서 안정성을 회복하는 I(1)과정에 있음을 확인하였다. TOCOM의 Dubai, Oman유 선물 가격은 수준 및 차분 변수 모두 단위근이 없는 안정적인 시계열이다.

[표 14] 선물 가격의 단위근 검정 결과

변수		ADF 검정	PP 검정	결과
NYMEX (WTI)	수준변수	-2.333	-10.979	I(1)
	차분변수	-18.691	-339.589	I(0)
ICE(Brent)	수준변수	-1.490	-5.277	I(1)
	차분변수	-17.846	-338.566	I(0)
DME(Oman)	수준변수	-1.523	-5.474	I(1)
	차분변수	-17.807	-341.417	I(0)
TOCOM (Dubai, Oman)	수준변수	-8.342	-119.974	I(0)
	차분변수	-26.563	-322.463	I(0)

5% critical value ADF Test : -2.879 , PP Test : -14.000

공적분 검정 및 벡터오차수정모형을 이용한 인과관계 분석에서 시차에 따라 분석 결과가 달라질 있으므로 최적 시차를 결정해야한다. 시차를 결정하는 방법에는 AIC, HQIC, SBIC가 있는데 본 분석에서는 베이지안(SBIC) 정보기준을 이용하여 시차를 결정하였다. 분석 결과([표 15]), ICE의 Brent유 선물 가격과 DME의 Oman유 선물 사이에 공적분 벡터가 1개보다 작거나 같다는

귀무가설을 기각할 수 없어 공적분 벡터가 1개 존재하며 따라서 두 선물 가격 간의 장기적인 균형관계가 성립함을 확인하였다.

[표 15] 선물 가격의 공적분 검정(Cointegration test) 결과

변수	시차	귀무가설	Eigen값	λ_{trace}	공적분 유무
NYM-ICE	2	$r = 0$	-	10.841	X
		$r \leq 1$	0.034	13142	
NYM-DME	3	$r = 0$	-	14.107	X
		$r \leq 1$	0.046	0.795	
ICE-DME	2	$r = 0$	-	28.919	O
		$r \leq 1$	0.089	2.566	

3) 인과관계 분석

(a) VECM(Vector Error Correction Model)

분석 결과 조정 계수, 오차 수정 계수 및 상수항과 그 통계값은 [표 16]에 명시하였다. ICE와 DME의 조정 행렬 계수는 각각 -0.113과 -0.031로 ICE의 평균 유가가 너무 높아지면, 가격은 빠르게 DME의 유가로 떨어지고, DME 가격도 역시 너무 높아지면 ICE 가격 수준으로 빠르게 하락하여 조정됨을 의미한다. 단기적 인과관계를 나타내는 계수는 5%에서 유의하므로 ICE의 Brent 선물가격과 DME의 Oman유 선물 가격 간의 인과관계의 존재를 확인하였다.

[표 16] 선물 가격의 오차수정모형 추정 결과

구분	ICE-DME
최적시차	2
α_1	-0.113(0.009)*
α_2	-0.031(0.397)
Γ_{11}^1	0.329(0.096)
Γ_{12}^1	-0.414(0.038)**
Γ_{21}^1	0.561(0.004)*
Γ_{22}^1	-0.601(0.002)*
v_1	0.0056(0.003)
v_2	0.0034(0.342)

(b) VAR (Vector Autoregressive Model)

가격 간의 장기적인 균형관계는 존재하지 않는 NYMEX의 WTI와 ICE의 Brent유, DME의 Oman유 가격의 차분 값으로 벡터자기회귀모형을 이용하여 가격변화율 간의 그랜저 인과관계를 확인하였다(결과표는 부록 참조).

t-1기(주:week)의 NYMEX WTI유가 변화는 t기의 Brent유, TOCOM시장(Dubai+Oman유)가 변화에 한 방향으로 영향을 주고 NYMEX WTI유와 DME Oman유는 상호적으로 그랜저 인과관계가 성립한다. 1,2,3주 이전의 ICE의 Brent 유 가격 변화는 금주(t)의 TOCOM시장(Dubai+Oman유)의 가격 변화에 그랜저 인과관계가 존재하여 Brent유가 Oman유 가격 변화를 선도하고 있음을 확인하였다. 그러나 DME 시장과 TOCOM 시장 간의 가격 선도-지연(Lead-lag) 관계는 찾을 수 없었다.

4.2.2 거래량 (Future Total Volume)

2007년부터 2012년까지의 NYMEX의 WTI 선물, ICE의 Brent 선물, DME의 Oman 선물, TOCOM의 Dubai,Oman 선물 거래량에 대한 분석 결과이다.

1) 기초통계량

다음의 [표 17]는 2007년부터 2012년까지 일일 평균 주별 거래량 자료를 요약한 결과를 보여준다. 평균값은 ICE의 Brent유의 거래량이 1.41억barrel로 가장 높게 나타났다. 분포의 치우침을 나타내는 왜도값이 0, 첨도 값이 3에서 멀어질수록 정규분포에서 멀어짐을 의미하며, TOCOM의 Dubai, Oman유 기준 거래량 분포는 정규분포를 따르지 않음을 확인할 수 있다.

[표 17] 선물 거래량(Future Total Volume)의 기초 통계량

변수		수	평균(bbl)	표준편차	왜도	첨도
NYMEX (WTI)	수준변수	285	7.71×10^7	2.56×10^7	-0.891	3.012
	차분변수	284	0.002	0.763	0.879	4.419
ICE (Brent)	수준변수	285	1.41×10^8	6.77×10^7	0.082	2.286
	차분변수	284	0.008	0.166	0.392	18.491
DME (Oman)	수준변수	285	5.797×10^6	3.549×10^6	0.424	2.364
	차분변수	284	0.039	0.919	-1.395	5.234
TOCOM (Dubai, Oman)	수준변수	285	1.19×10^7	6.967×10^6	1.245	4.405
	차분변수	284	-0.004	0.298	0.086	6.350

2) 단위근 검정

[표 18]은 2007년 6월부터 2012년 11월까지 선물 시장 거래량의 안정성을 검정한 결과를 보여준다. 로그를 취한 선물 거래량 및 1차 차분한 거래량 변수로 자료의 안정성을 확인한 결과, NYMEX시장의 WTI 선물 거래량을 제외한 모든 시장의 거래량이 단위근이 없는 안정적인 시계열로 나타났다.

[표 18] 선물 거래량에 대한 단위근 검정 결과

변수		ADF 검정	PP 검정	결과
NYMEX (WTI)	수준변수	-5.062	-19.974	I(0)
	차분변수	-26.829	-337.119	I(0)
ICE(Brent)	수준변수	-13.855	-260.443	I(0)
	차분변수	-24.948	-290.374	I(0)
DME(Oman)	수준변수	-13.153	-217.635	I(0)
	차분변수	-22.553	-254.006	I(0)
TOCOM (Dubai, Oman)	수준변수	-4.677	-34.487	I(0)
	차분변수	-20.711	-299.984	I(0)

주) 5% critical value ADF Test : -2.879 , PP Test : -14.000

3) 인과관계 검정

단위근이 없는 안정적 시계열인 각 시장의 거래량 사이의 동조성을 확인하기 위해 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model)을 이용하여 인과관계를 분석하였다. 분석 결과, 3주 이전의 WTI유 선물 거래변화량은 금주의 Brent유 선물 거래변화량에 영향을 주는 것으로 나타났다. Brent유 선물 거래

변화량은 Oman유 선물 거래변화량과 상호적인 인과관계가 성립하며, 2주 이전의 DME의 Oman유 선물거래 변화량이 TOCOM의 Dubai, Oman유 선물거래 변화량을 유인하는 인과관계가 성립하는 것을 알 수 있다.

4.2.3. 거래액 (Future Turnover)

거래액은 거래량과 가격의 곱으로 산정하였으며, 거래량은 거래 건수와 거래규모와의 곱으로 계산하였다.⁸⁾

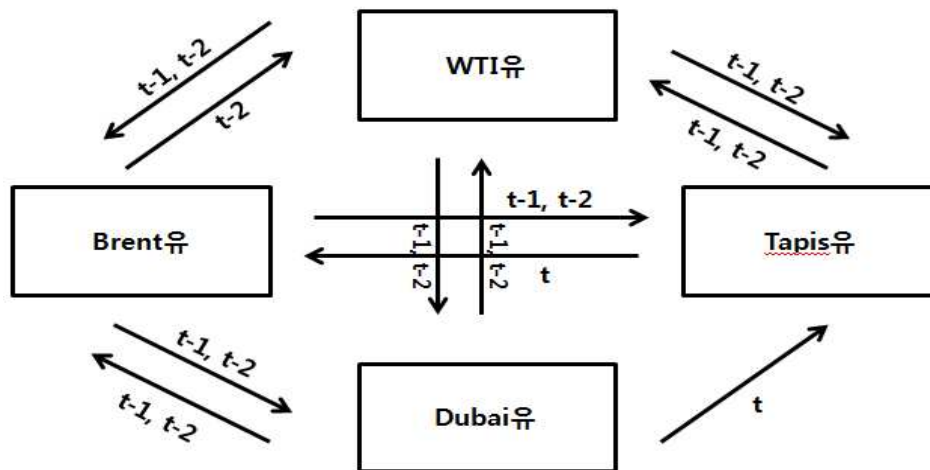
단위근을 갖지 않는 안정 시계열인 거래액의 경우, 벡터자기회귀모형의 추정으로 가격 수준 변수 간의 인과관계를 검정할 수 있다. SBIC에 의한 최적 차수는 NYMEX의 WTI 선물 거래액과 TOCOM의 Dubai, Oman유 선물 거래액 간의 최적 시차가 3이고, 나머지 시장의 선물 거래액 간의 최적 시차는 4로 나타났다. 분석 결과, NYMEX의 WTI유 선물 총 거래액이 ICE의 Brent 거래액에 대해 영향을 주는 것으로 나타났으며, WTI유 선물 거래액과 DME의 Oman유 선물 거래액 간에는 양방향으로 인과관계가 성립한 반면, NYMEX와 TOCOM 시장 간에는 1-4주 시차 내에서 유의한 인과관계를 찾을 수 없었다. ICE의 Brent유 선물 거래액은 TOCOM 시장과 DME시장 거래액에 대해 영향을 주고, DME의 Oman유 선물은 TOCOM의 Dubai, Oman유 거래액에 영향을 주는 것으로 나타나 시장 거래액 간에도 동조성이 나타나는 것을 증명하였다(결과표는 부록 참고).

8) 한 계약 당 거래량 : 1000배럴, TOCOM의 경우 50liters, 즉 314.65배럴

4.3. 동조성 분석 결과 정리

본 절에서는 국제 원유 현물·선물 시장 간의 인과관계 분석을 통해 얻어진 동조화 분석 결과를 그림으로 정리하였다.

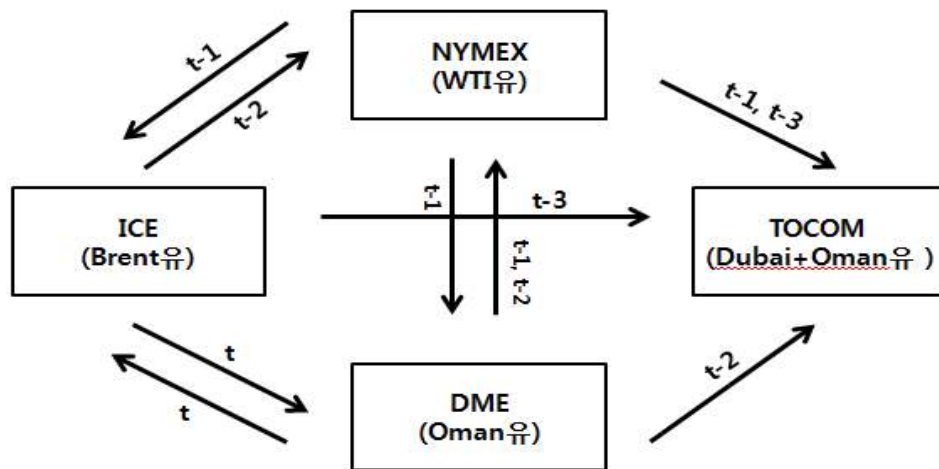
다음의 <그림 5>은 전체 기간(1999-2012년)에서의 원유 현물 가격 간 인과관계를 보여준다. 현물 가격의 경우, 1-2주 시차 내에서 아시아 시장의 Tapis유가 중동 시장에 Dubai유에 대한 유의미한 인과관계가 존재하지 않는 것을 제외하고 모든 시장 사이에 유의미한 인과관계가 존재하는 것을 확인하였다.



<그림 5> 현물 가격(Spot Price)의 인과관계 결과

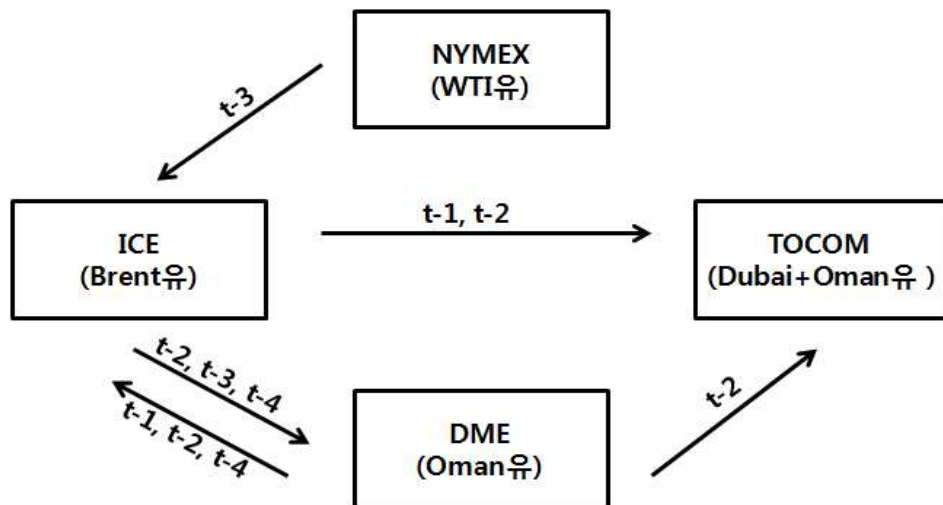
선물 시장의 경우, 가격, 거래량, 거래액의 인과관계 분석 결과를 차례대로 정리하였다(<그림 6>, <그림 7>, <그림 8>).

선물 가격의 경우, 모든 시장에서 적어도 한 방향의 인과관계가 존재하고 있으며, 아시아 시장인 TOCOM의 선물 가격의 경우, 1-3주 시차 내에서 다른 시장 가격에 영향을 받고 있지만 다른 시장 가격에 영향을 주는 선도 역할은 하지 않는 것으로 나타났다.



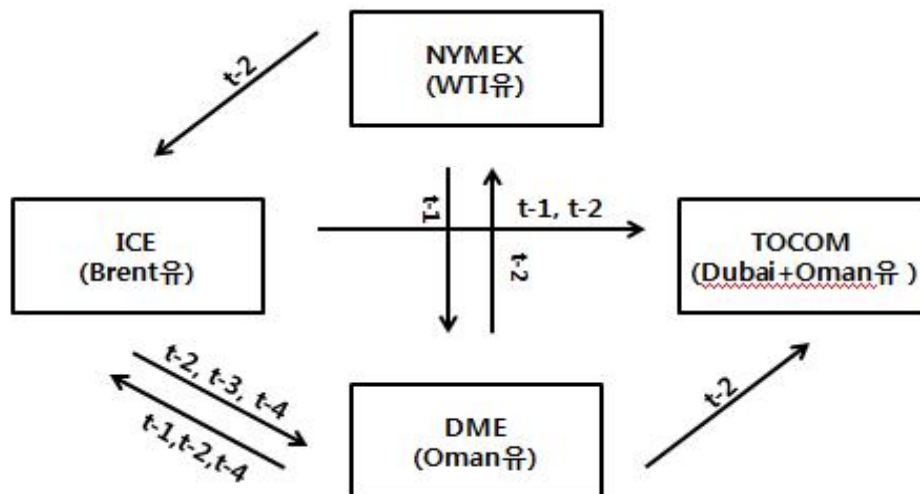
<그림 6> 선물 가격(Future Price)의 인과관계 결과

선물 거래량 간의 인과관계 분석 결과, 중동시장(DME)과 유럽시장(ICE)의 거래량 간에는 1-4주 시차 내에서 상호적인 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다고, 미주시장(NYMEX)과 중동시장(DME) 간, 미주시장(NYMEX)과 아시아시장(TOCOM)간의 유의미한 인과관계가 발견되지 않아 거래량 측면에서는 일부 지역화가 발생하는 것으로 나타났다.



<그림 7> 선물 거래량(Future Amount)의 인과관계 결과

선물 거래액의 경우, 미주시장(NYMEX)과 아시아시장(TOCOM) 간의 유의미한 인과관계가 존재하지 않아 거래액 측면에서는 이 두시장이 서로 영향을 주지 않는 것으로 나타났으며, 미주시장과 중동시장 간에는 1-2주 시차 내에서, 미주시장과 유럽시장 간에는 1-4주 시차 내에서 상호적인 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다.



<그림 8> 선물 거래액(Future Turnover)의 인과관계 결과

5. 변동성 전이효과 분석 결과

변동성 전이효과를 분석하기 위해서는 먼저 각 변수들의 정규성 검정 및 ARCH 효과 여부를 파악한 후, ARCH 효과가 존재하는 변수에 대해 GARCH 모형을 이용하여 변동성을 추정해낼 수 있다. 추정된 한 유가 변동성을 독립 변수에 추가하여 변동성 전이효과를 확인할 수 있다. 2007년부터 2012년까지 현물 시장과 선물 시장에 대해 각각 분석을 시행하였다.

5.1. 현물 시장 (Spot Market)

(a) 정규성 검정(Normality test) 및 ARCH 효과 (ARCH Effect)

유종의 수준변수 및 로그 차분 변수(r)에 대한 정규성 검정은 첨도 및 왜도 검정과 Shapiro-Wilk and Shapiro-Francia 검정 등이 있으며, 본 논문에서는 첨도 및 왜도 검정을 통해 정성 검정을 시행하였다. 정규성이 있다는 귀무가설을 기각하므로 정규 분포를 이루고 있지 않음을 확인하였다. 따라서 ARCH 확률 과정을 상정하기 위한 LM-ARCH 검정이 가능하다. ARCH 효과가 없다는 것은 조건부 교란항이 동분산 형태를 취한다는 것을 의미한다. ARCH 유형의 모형을 추정할 때에는 오차항의 조건부 분포에 대해 비대칭적이고 분포의 꼬리부분이 두터운 비정규분포 가정을 상정한다.

분석 결과([표 19]), 오차항의 정규성 분석을 통해 모든 기간에서 오차항의 조건부 분포가 정규분포라는 귀무가설이 기각된 것을 확인하였으므로 그 다음 단계로 오차항과 그 제곱시계열의 계열 상관 존재 여부를 검정하여 ARCH 유형의 확률과정을 확인할 수 있다. 시차는 1과 5로 두고 'ARCH 효과가 없다'는 귀무가설을 검정한 결과, 모든 현물 가격 변화율에 대해 1% 유의수준 내에서 ARCH 효과가 있음을 확인하였다. 따라서 GARCH 모형을 이용한 변

동성 및 전이효과 분석이 가능하게 된다.

[표 19] 현물 가격(Spot price)의 정규성 및 ARCH효과 검정 결과

변수	정규성	ARCH-LM	
		lags(1)	lags(5)
WTI	24.05 (0.000)	43.212* (0.000)	89.257* (0.000)
Brent	22.74 (0.000)	7.568* (0.006)	63.424* (0.000)
Dubai	24.48 (0.000)	15.923* (0.0001)	42.808* (0.000)
Tapis	15.18 (0.0005)	7.532* (0.006)	61.357* (0.000)

주) *는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함

(b) 변동성 분석

먼저 각 유가의 수익률을 이용하여 GARCH(1,1)모형을 추정하였다.

아래 [표 20]을 통해 GARCH계수를 통해 전기 충격이 금기 변동성에 미치는 영향력을 확인할 수 있다. 충격의 지속성을 나타내는 β 는 절대 값이 1에 가까워질수록 충격이 빨리 사라지지 않고 오래 지속됨을 의미한다. 원유 현물 가격의 경우 Brent유의 β 값이 0.868로 충격의 지속성이 가장 크게 나타났으며, Tapis, Dubai, WTI유가 그 뒤를 따르고 있다. 모든 유종에 대한 ARCH 항인 α 값이 양수이고 통계적으로 유의하므로 분산은 자기회귀 조건부 이분산성을 가짐을 알 수 있다.

[표 20] 현물 가격(Spot price) 의 GARCH 모형 검정 결과

	WTI	Brent	Dubai	Tapis
μ	0.003 (0.125)	0.004 (0.057)	0.005 (0.015)	0.005 (0.030)
w	0.0001 (0.039)	0.000 (0.217)	0.000 (0.067)	0.000 (0.120)
β	0.788 (0.000)	0.868 (0.000)	0.841 (0.000)	0.842 (0.000)
α	0.139 (0.002)	0.103 (0.005)	0.123 (0.005)	0.118 (0.012)

(c) 변동성 전이효과

분석 결과([표 21]), GARCH모형으로부터 추정된 현물 가격 수익률의 예측된 변동성인 조건부 분산이 다른 유종의 현물 가격 변수 수익률에 대한 계수 값도 작고 통계적으로도 유의하지 않았다. 반면 변수의 변동성에 대해서는 모든 값에서 통계적으로 유의함을 나타냈다. 즉, 한 시장의 현물 가격의 변동은 다른 유종 가격 변동성에는 유의한 영향력을 미치지만, 그 가격 수준의 변화에는 유의한 영향을 미치지 않음을 확인하였다.

[표 21] 현물 가격의 변동성 전이효과(Volatility Spillover) 분석 결과

	WTI			Brent			Dubai			Tapis		
	Brent	Dubai	Tapis	WTI	Dubai	Tapis	WTI	Brent	Tapis	WTI	Brent	Dubai
μ	0.006 (0.227)	0.006 (0.180)	0.006 (0.151)	0.007*** (0.065)	0.007*** (0.077)	0.008** (0.034)	0.007** (0.034)	0.007 (0.075)	0.007** (0.043)	0.008** (0.050)	0.009** (0.030)	0.009** (0.045)
γ_1	0.166** (0.015)	0.236* (0.000)	0.218* (0.000)	0.172** (0.017)	0.225* (0.001)	0.217* (0.001)	0.145** (0.045)	0.150** (0.028)	0.204* (0.001)	0.161** (0.029)	0.163** (0.020)	0.221* (0.002)
γ_2	1.016 (0.731)	0.367 (0.900)	0.150 (0.958)	1.222 (0.620)	-0.114 (0.970)	-0.075 (0.977)	0.271 (0.911)	-0.037 (0.990)	-0.595 (0.844)	0.184 (0.952)	0.054 (0.988)	-1.314 (0.736)
w	-8.815* (0.000)	-9.340* (0.000)	-9.161 (0.000)	-8.222* (0.000)	-9.215* (0.000)	-8.927* (0.000)	-8.155* (0.000)	-8.913* (0.000)	-9.213* (0.000)	-8.122* (0.000)	-8.314* (0.000)	-9.168* (0.000)
α_1	0.052 (0.329)	0.073 (0.140)	0.188 (0.698)	0.082*** (0.072)	0.046 (0.236)	0.057 (0.268)	0.132 (0.039)	0.025 (0.598)	0.007 (0.851)	0.125** (0.049)	0.060 (0.283)	0.057 (0.157)
β_1	0.755* (0.000)	0.734* (0.000)	0.803* (0.000)	0.631* (0.000)	0.780* (0.000)	0.729* (0.000)	0.605* (0.000)	0.808* (0.000)	0.835* (0.000)	0.592* (0.000)	0.646* (0.000)	0.760* (0.000)
β_2	-26.235* (0.000)	-28.938* (0.000)	-26.893* (0.000)	-28.076* (0.000)	-30.078* (0.000)	-28.925* (0.000)	-29.318* (0.000)	-30.777* (0.000)	-31.644* (0.000)	-30.298* (0.000)	-32.118* (0.000)	-35.262* (0.000)

5.2. 선물 시장 (Future Market)

선물 시장의 경우, 선물 가격과 거래액에 대한 변동성 전이효과를 각각 분석하였다. 먼저 한 시장의 선물 가격과 그 변동이 다른 시장의 선물 가격 변동성에 미치는 효과를 분석한 후, 한 시장의 선물 가격과 그 변동이 다른 시장의 선물 거래액의 변동에 미치는 영향력을 추정하였다.

(a) 정규성 검정(Normality test) 및 ARCH 효과 (ARCH Effect)

선물 가격과 거래액(Total Turnover)의 변동성 전이 효과를 분석하기 전에 오차항과 그 제곱의 분포를 확인하기 위해 정규성 검정 및 ARCH-LM검정을 시행하였다. 분석 결과 모든 선물 시장의 가격과 거래액은 5% 유의수준 하에서 오차항이 정규성이라는 귀무가설을 기각하여 꼬리가 옆으로 치우친 분포 형태임을 확인하였다. 또한 시차 1과 5에서 ARCH효과가 없다는 ARCH-LM검정의 귀무가설을 기각하여 ARCH 효과가 있어 GARCH모형의 추정이 가능함을 확인하였다([표 22] 참고).

[표 22] 선물 가격 및 거래액의 정규성 및 ARCH 효과 검정 결과

변수	정규성		ARCH-LM			
			lags(1)		lags(5)	
	가격	거래액	가격	거래액	가격	거래액
NYME X(WTI)	40.86 (0.000)	40.86 (0.000)	69.040 (0.000)	60.859 (0.000)	72.602 (0.000)	70.104 (0.000)
ICE (Brent)	35.32 (0.000)	31.97 (0.000)	21.496 (0.000)	15.910 (0.0001)	54.131 (0.000)	42.237 (0.000)
DME (Oman)	37.39 (0.000)	53.10 (0.000)	58.337 (0.000)	5.967 (0.015)	78.730 (0.000)	23.629 (0.0003)
Tocom (Dubai, Oman)	41.17 (0.000)	25.87 (0.000)	49.655 (0.000)	35.744 (0.006)	72.127 (0.000)	42.716 (0.000)

(b) 변동성 분석

선물 가격에 대한 변동성을 추정한 결과([표 23]), 변동성에 대한 충격의 지속성에 대해 TOCOM의 Dubai, Oman유 선물을 제외한 변수에서 유의하게 나타났으며 그 크기는 Brent 선물, Oman 선물, WTI유 선물 순으로 지속성이 크게 유지되고 있음을 확인하였다. 한편, 선물 거래액의 경우, Oman유 선물과 WTI유 선물 거래액의 추정량만 유의한 값을 나타냈다. 외부 충격에 대해 Oman 선물 거래액의 β 는 0.979로 거의 1에 가까우므로 크고 장기적인 영향을 받는 반면, WTI 선물의 계수는 0.405로 충격의 지속성이 상대적으로 작게 나타났다.

[표 23] GARCH 추정을 통한 선물 가격 및 거래액의 변동성 분석 결과

		NYMEN (WTI)	ICE(Brent)	DME(Oman)	TOCOM(Du bai, Oman)
가격	μ	0.002 (0.405)	0.003 (0.202)	0.004 (0.131)	-0.005 (0.807)
	w	0.0002 (0.066)	0.0001 (0.093)	0.0001 (0.022)	0.054 (0.000)
	β	0.771 (0.000)	0.852 (0.000)	0.829 (0.000)	-0.049 (0.149)
	α	0.138 (0.001)	0.102 (0.002)	0.117 (0.001)	0.488 (0.000)
거래액	μ	-0.004 (0.627)	-0.029 (0.474)	0.027 (0.757)	-0.012 (0.695)
	w	0.007 (0.000)	0.356 (0.000)	0.009 (0.891)	0.216 (0.000)
	β	0.405 (0.000)	-0.083 (0.005)	0.979 (0.000)	-0.148 (0.071)
	α	0.387 (0.001)	0.547 (0.000)	0.014 (0.346)	0.285 (0.000)

(c) 변동성 전이효과

선물 가격과 거래액에 대한 변동성 전이효과를 분석한 결과는 [표 24]과 [표 25]에 각각 정리하였다. 분석 결과, 현물 가격의 변동성 전이효과 분석 결과와 동일하게 선물 가격과 거래액 모든 변수에서 한 시장 가격 변동성이 다른 시장 가격 수준에 미치는 영향력을 나타낸 계수 γ_2 값은 모두 통계적으로 유의하지 않음을 확인하였다. 선물 가격의 경우, 변동성 자체가 다른 시장 가격 수준에는 영향을 주지 않지만 Brent유 가격 변동성이 TOCOM의 Oman, Dubai유 선물 가격 변동성에의 전이효과를 제외한 모든 변수 변동성 간에는 전이효과가 크게 나타남을 확인할 수 있다. 한편, 선물 거래액의 변동성 전이 효과는 TOCOM의 Oman, Dubai유 선물 가격의 변동성이 WTI유 선물 거래액과 Oman유 선물 거래액 변동성으로의 전이효과가 유의하게 나타남을 확인하였다.

[표 24] 선물 가격의 변동성 전이효과 추정 결과

	NYMEX(WTI)			ICE(Brent)			DME(Oman)			TOCOM(Dubai, Oman)		
	ICE	DME	TOC	NYM	DME	TOC	NYM	ICE	TOC	NYM	ICE	DME
μ	0.013 (0.008)	0.011 (0.049)	-0.014 (0.572)	0.013 (0.006)	0.010 (0.033)	-0.007 (0.798)	0.013 (0.004)	0.013 (0.002)	0.0008 (0.971)	0.006 (0.137)	0.009 (0.019)	0.007 (0.062)
γ_1	0.019 (0.786)	0.023 (0.741)	-0.321 (0.000)	-0.018 (0.794)	0.008 (0.911)	-0.308 (0.000)	-0.015 (0.822)	0.006 (0.936)	-	-0.048 (0.536)	-0.048 (0.501)	-0.012 (0.873)
γ_2	0.634 (0.772)	01.226 (0.613)	1.172 (0.809)	0.842 (0.659)	2.208 (0.295)	-0.609 (0.944)	0.386 (0.841)	0.891 (0.653)	0.261 (0.970)	-0.033 (0.309)	-0.044 (0.142)	-0.027 (0.413)
w	-7.656 (0.000)	-7.765 (0.000)	-2.655 (0.000)	-7.530 (0.000)	-7.894 (0.000)	-2.725 (0.000)	-7.395 (0.000)	-7.666 (0.000)	-2.919 (0.000)	-8.437 (0.000)	-9.418 (0.000)	-8.629 (0.000)
α_1	0.113 (0.101)	0.075 (0.151)	0.261 (0.010)	0.014 (0.829)	0.043 (0.292)	0.300 (0.004)	0.003 (0.968)	0.080 (0.200)	0.498 (0.000)	0.154 (0.001)	0.122 (0.001)	0.174 (0.001)
β_1	0.457 (0.000)	0.502 (0.000)	-0.246 (0.316)	0.555 (0.000)	0.561 (0.000)	-0.185 (0.293)	0.553 (0.000)	0.498 (0.000)	-0.057 (0.078)	0.744 (0.000)	0.822 (0.000)	0.702 (0.000)
β_2	-21.625* (0.000)	-21.283* (0.000)	1.509** (0.098)	-22.609* (0.000)	-7.894* (0.000)	-0.446 (0.682)	-20.722* (0.000)	-24.095* (0.000)	-4.488* (0.008)	1.703** (0.049)	2.390* (0.006)	2.249** (0.000)

주) 표의 TOC은 TOCOM을, NYM은 NYMEX를 의미함(이하 동일)

[표 25] 선물 거래액의 변동성 전이효과 추정 결과

	NYMEX(WTI)			ICE(Brent)			DME(Oman)			TOCOM(Dubai,Oman)		
	ICE	DME	TOC	NYM	DME	TOC	NYM	ICE	TOC	NYM	ICE	DME
μ	-0.080 (0.182)	0.058 (0.636)	-0.028 (0.479)	0.005 (0.706)	0.039 (0.770)	-0.025 (0.570)	0.002 (0.893)	-	-0.022 (0.585)	0.0002 (0.986)	-	0.114 (0.341)
γ_1	-0.306 (0.000)	-0.359 (0.000)	-0.276 (0.000)	-0.210 (0.045)	-0.378 (0.000)	-0.279 (0.000)	-0.221 (0.030)	-	-0.277 (0.000)	-0.215 (0.032)	-	-0.322 (0.000)
γ_2	3.584 (0.797)	-2.436 (0.883)	4.914 (0.553)	-1.573 (0.751)	2.205 (0.933)	6.553 (0.636)	-2.165 (0.545)	-	5.727 (0.649)	-0.034 (0.766)	-	-0.679 (0.340)
w	-0.822 (0.000)	-0.219 (0.641)	-1.354 (0.000)	-5.050 (0.000)	0.266 (0.097)	-1.387 (0.000)	-5.081 (0.000)	-	-1.391 (0.000)	-5.052 (0.000)	-	-1.302 (0.024)
α_1	0.447 (0.002)	-0.022 (0.385)	0.233 (0.001)	0.322 (0.013)	-0.019 (0.434)	0.231 (0.001)	0.324 (0.013)	-	0.232 (0.001)	0.342 (0.019)	-	-0.008 (0.692)
β_1	-0.939 (0.060)	-0.036 (0.946)	-0.435 (0.005)	0.428 (0.000)	-0.675 (0.019)	-0.387 (0.005)	0.444 (0.000)	-	-0.385 (0.006)	0.411 (0.000)	-	0.623 (0.001)
β_2	-1.039 (0.348)	2.002 (0.329)	0.703 (0.217)	-4.776 (0.170)	0.799 (0.177)	-1.217 (0.227)	-1.503 (0.739)	-	-1.179 (0.244)	-0.920* (0.018)	-	1.412* (0.004)

6. 결과 요약 및 시사점

본 연구는 국제 원유시장의 가격 및 거래량과 그 변동성의 동조현상(Coupling Phenomena)을 분석하여 국제 원유 시장 구조의 이해를 제고시키고, 시장의 흐름을 보다 잘 반영하기 위한 정책의 실증적 근거를 제시하는 데 그 목적을 두고 있다. 동조화 현상은 가격, 거래량 등 수준 변수 간 동조화와 이들의 2차 적률(second moment) 형태의 변동성 동조화로 구분할 수 있으며, 이러한 분류 기준에 따라 국제 원유 시장의 동조화 현상을 각각 분석하였다.

분석을 위해 먼저 국제 원유 시장을 미주, 유럽, 중동, 아시아 시장으로 분류하였다. 현물시장의 경우, 거래량 데이터 수집의 한계로 현물 가격에 대해 기존의 연구 방법을 이용하고 분석기간을 확장하여 재추정(Re-estimate)하였으며, 원유 선물 시장의 경우, 원유 가격 사이의 유의미한 인과관계 유무를 확인하여 시장의 동조화를 분석하였던 기존의 연구와는 달리 시장의 성격과 흐름을 잘 반영할 수 있도록 원유 시장을 대표하는 Crude benchmark 간의 가격, 거래량, 거래액의 동조 현상을 개별적으로 분석하였다.

분석을 위한 방법은 먼저 수준 변수(Level variable) 간의 장기 균형 관계와 인과관계를 검정할 수 있는 Johansen(1991)의 공적분 검정 방식과 오차수정모형(Vector Error Correction : VECM), 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model : VAR)을 이용하였다. 그리고 변동성 전이현상(Volatility spillover)을 분석하기 위해 Bollerslev(1986)가 고안한 변동성 추정모형인 자기회귀조건부이분산모형(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity : GARCH)을 이용하여 한 시장 가격의 변동성이 다른 시장의 가격변화율과 그 변동성에 미치는 변동성 전이계수를 추정하였다.

현물 시장의 경우, 미주 WTI유, 유럽 Brent유, 중동 Dubai유, 아시아 Tapis유 현물 가격을 이용하였다. 선물 시장의 경우, 미주 NYMEX(뉴욕상품

거래소)의 WTI원유 선물, 유럽 ICE(국제석유거래소)의 Brent원유 선물, 중동 DME(두바이상품거래소)의 Oman원유 선물, 아시아 TOCOM(도쿄상품거래소)의 Dubai, Oman원유 선물 가격 및 거래량을 이용하였다. 현물 가격의 자료는 석유정보망(Petronet)의 국제석유가격자료를 활용하였고, 선물 가격 및 거래량은 Thomson Reuters 의 datastream을 이용하였으며, TOCOM(도쿄상품)의 Dubai, Oman유 가격은 CSIS(California School Information Services)의 자료를 활용하였다.

연구 결과는 다음의 세 가지로 요약된다.

첫째, 전체 기간(1999-2012)에서 4개 지역의 원유 현물 가격 사이의 1주에서 4주 시차 내에서 상호적으로 인과관계가 성립하여 국제 원유 현물 시장의 경우, 미주, 유럽, 중동, 아시아 시장의 모든 유종 간의 강한 동조성이 있음을 확인하였다. 현물 시장의 경우, Tapis유가 Dubai유의 가격 간에는 장기 균형관계가 존재하지만, Dubai유가 Tapis유의 가격을 선도하는 일방적 인과관계임을 확인하였다, 이를 통해 현물시장의 경우, 원유 시장이 하나로 이루어져있다는 Adelman(1984)의 주장과 일치하는 결과를 보여주었다. 구조 변화를 고려하여 분석한 결과, 첫 번째 유가 상승기(1999-2008)에서는 모든 유종 간의 상호적인 장·단기 인과관계가 성립하여 강한 동조성을 보이는 한편, 두 번째 유가 상승기(2009-2012)에서는 중동시장의 Dubai유와 아시아시장의 Tapis유 간의 유의미한 인과관계가 사라져 2009년 이후 현물 가격에 일부 지역화가 발생했음을 확인하였다.

둘째, 선물 시장의 경우 가격, 거래량, 거래액에 대한 동조성을 개별적으로 분석한 결과, 원유 선물 가격은 아시아 TOCOM시장을 제외한 모든 시장 간에는 상호적으로 인과관계가 존재했지만, TOCOM의 Oman, Dubai유 선물 가격은 다른 시장 가격에 영향을 받는 확실한 선도-지연(lead-lag) 관계를 확인

할 수 있었다.

정상 시계열(Stationary time series)인 선물 거래량의 경우, ICE에서 거래되는 Brent유의 거래량이 다른 시장의 거래량보다 약 4-24배 정도 많은 점을 감안했을 때, Brent 선물 거래량이 다른 시장의 거래량을 선도할 것으로 예상하였지만, 분석 결과, 오직 TOCOM 시장의 Oman, Dubai유 선물 거래량에 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 NYMEX의 WTI유와 DME의 Oman선물 거래량이 변화하면 ICE Brent 거래 변화량에 영향을 줄을 나타내는 계수 값이 유의한 수준으로 나타났다. 가격과 거래량을 동시에 고려한 거래액의 동조현상을 분석한 결과, 유럽시장의 Brent유의 거래액이 중동 및 아시아 시장의 선물 거래액의 변화를 이끄는 인과관계가 존재함을 확인하였다. 반면, 미주 시장과 아시아 시장 거래액 간에는 어떠한 인과관계도 확인할 수 없었다.

셋째, 2007년부터 2012년까지의 현물 시장과 선물 시장에 대한 가격의 변동성 전이 효과 분석 결과, 한 시장의 가격 변동성이 다른 시장의 가격 수준에 미치는 영향력은 유의하지 않지만, 유럽과 아시아 시장 관계를 제외한 모든 시장의 변동성 전이현상은 1% 유의수준에서 존재하는 것으로 확인되었다.

본 연구는 원유 시장의 흐름을 잘 파악하기 위해 원유 시장을 구성하는 가격과 거래량을 모두 고려한 원유 시장의 동조화 현상을 분석하였다. 실증분석 결과는 원유 해외의존도가 높은 우리나라의 경우 석유 제품 가격과 거시 경제 지표가 국제 원유 가격 변동에 큰 영향을 미치므로 원유 수입 및 거시 경제 정책 수립 시 도움을 줄 수 있는 자료가 될 수 있을 것이라고 예상된다. 또한 원유 선물 상품에 대한 투자자들의 투자전략 수립 시에도 유용한 정보가 될 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구에서는 원유 시장의 성격을 잘 반영하기 위해 가격, 거래량, 가격과 거래량의 단순 곱으로 표현되는 거래액을 이용하였지만 가격, 거래량 가중치 산정에 대한 추후 연구가 필요할 것으로 보인다. 또한 조건부 변동성 추정모

형인 GARCH 모형을 이용하여 변동성 전이효과를 분석한 본 연구는 추후 다양한 GARCH모형인 EGARCH(Exponential GARCH), TGARCH(Threshold GARCH) 등을 이용하여 양의 충격과 음의 충격에 대한 비대칭적인 변동성 추이와 전이효과를 분석할 수 있을 것이다. 마지막으로 2007년부터 2012년까지 전제 기간에 대한 선물 시장의 가격, 거래량, 거래액의 동조성을 분석한 본 연구를 보완하기 위해 유가 상승 구간과 하락 구간을 분해하여 가격과 거래량 간의 동조성 여부를 비교·분석하는 추가적인 연구가 필요하다고 사료된다.

참 고 문 헌

- [1] 석유정보망, <http://www.petronet.co.kr>
- [2] ICE 국제 석유거래소,
- [3] 구성원 (1996), *국제원유도입시장의 위험프리미엄 측정에 관한 연구*, 서울대학교 석사학위논문
- [4] 김기정, 김예진 (2009), “원유 파생상품시장 규제 움직임과 향후 전망,” *한은조사연구보고서*, 한국은행 조사국
- [5] 김석진, 도영호, “통화선물의 가격예시 기능과 변동성 전이효과,” *한국재무관리학회*, 재무관리연구, 제 23권 1호, pp. 49-67.
- [6] 김진수, 허은녕, 김연배 (2007), “공적분과 인과관계 분석을 통한 국제 원유시장의 지역화 연구,” *자원·환경경제연구*, 제 16권 제 2호, pp. 213-237.
- [7] 김진호, 서병선 (2011), 국제상품시장의 가격 동조화와 변동성 전이효과, *한국농업경제학회*, 농업경제연구, 제52권 제2호, pp.1-26.
- [8] 김대식 (1994), “선물의 개념 및 응용,” 월간회계 1994년 11월호(통권 17호), pp.53-64
- [9] 박준용, 장유순, 한상범 (2002), *경제시계열분석*, 경문사, 서울.
- [10] 변종국, 조정일 (2007), “주식분할의 장기성과,” *한국재무관리학회*, 재무관리연구, 24권 1호, pp.1-27.
- [11] 설윤, 김형건, 최성희 (2012), “유가변동성에 대한 투기거래의 효과 분석,” *한국경제통상학회지*, 경제연구 30권 1호, pp. 45-67.
- [12] 송재은 (2008), “최근 국제 원유선물시장 동향과 시사점,” *한국금융연구원*, 금융 포커스 17권 25호.
- [13] 윤원철 (2000), “해외 선물을 활용한 국내 수입 원유의 조달헤징,” *한국파생상품학회지*, 선물연구, 8권 0호, pp. 57-79.
- [14] 윤종인(2005), “미국과 한국, 미국과 일본 주식시장간의 동조화에 관한 실증연구:이변량 GARCH(1,1)-DCC-GJR 모형을 중심으로,” *국제*

- 경영연구, 제 16권 2호, pp.91-120.
- [15] 윤종인 (2007), “국제비교를 통한 한,미 주식시장 동조화의 평가,” *금융연구*, 제 21권 1호, 한국금융연구원, pp.55-92.
- [16] 이근영 (2004), “원/달러 환·선물시장간의 상호작용 및 최적헤징분석,” *금융연구*, Vol. 18, No.1, 한국금융연구원, pp.81-110.
- [17] 이달석 (2007), “신고유가 대응전략 연구: 유가 상승의 원인과 파급효과 분석,” 에너지경제연구원 기본연구보고서 07
- [18] 이사영 (2006), “환율변동성 행태에 대한 연구,” *2006년도 추계 국제 학술발표대회 논문집*, 한국국제경영관리학회, 인제대학교, 2006년 11월, pp. 407-424.
- [19] 이원형 (2005), “자본이동과 금융불안정성의 변동성 전이효과 분석과 시사점,” *경제연구* 제 26권 1호, pp. 151-178.
- [20] 임대봉 (2009), “국제유가와 주가의 관계분석,” *산업경제연구*, 제22권 제5호, 산업경제연구원, pp.2421-2436.
- [21] 정재만, 정태영 (2010), “한중 주식시장간 동조화는 강해지고 있는가?, ” *한국재무관리학회*. 재무관리연구, 제27권 제2호, pp.119-149.
- [22] 한국석유공사, <http://www.opinet.com>
- [23] ‘원유가격연계펀드의 이해.’ 한국투자증권 발표자료, 2009.2
- [24] 홍정효 (2010), “서부텍사스 중질유선물(WTI futures) 시장의 거래량과 수익률사이의 전이효과에 관한 연구,” *산업경제연구* 제 23권 4호, pp. 2157-2170.
- [25] 홍정효 (2011), “원유 현선물시장간의 가격발견기능에 관한 연구,” *산업경제연구* 제 24권 3호, pp.1265-1277.
- [26] 홍정효 (2012), “원유시장과 주식 및 채권시장사이의 동적 연관성에 관한 연구,” *한국산업경제저널* 제 4권 2호, pp. 39-58.
- [27] Antonios Antoniou, Andrew J. Foster (1992), “ The effect of Futures trading on Spot price volatility: evidence for Brent crude oil using GARCH,” *Journal of Business Finance and Accounting*,

Vol. 19, Issue 4, pp.473-484.

- [28] Aijun Hou (2012), "A nonparametric GARCH model of crude oil price return volatility," *Energy Economics* Vol. 34, Issue 2, pp. 618-626.
- [29] Ali F Darrat, Shafiqur Rahman, Maosen Zhong (2003), "Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A notem," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 27, Issue 10, pp. 2035-2043.
- [30] Andrew J. Patton (2011), "Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies," *Journal of Econometrics*, Vol. 160, Issue 1, pp. 246-256.
- [31] A.N. Kleit (2001), "Are regional oil markets growing closer together? An arbitrage cost approach," *The Energy Journal* 22, pp. 1-15.
- [32] Andrew W. Lo and A. Craig Mackinlay (1988), "Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test," *The Review of Financial Studies*, Vol. 1 No.1, pp. 41-66.
- [33] Bong-Soo Lee, Oliver M. Rui (2002), "The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, Issue 1, pp. 51-78.
- [34] Bradley T Ewing, Farooq Malik, Ozkan Ozfidan (2002), "Volatility transmission in the oil and natural gas markets," *Energy Economics*, Vol. 24, Issue 6, pp. 525-538.
- [35] Chin Wen Cheong (2009), "Modelling and forecasting crude oil markets using ARCH-type models," *Energy Policy*, Vol. 37, Issue 6, pp. 2346-2355.
- [36] Charles C. Ying (1966), "Stock market prices and Volumes of

- sales," *Econometrica*, Vol. 34, No. 3, pp. 676–685.
- [37] Charles M.C. Lee, Bhaskaran Swaminathan (2000), "Price Momentum and Trading Volume," *The Journal of Finance*, Vol. 55, Issue 5, pp.2017–2069.
- [38] Cheol S. Eun and Sangdal Shim (1989), "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.24, No.2, pp. 241–256
- [39] Christopher G. Lamoureux, William D. Lastrapes (1990), "Persistence in Variance, Structural Change, and the GARCH Model," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, Issue 2, pp. 225–234.
- [40] David Leblang, Bumba Mukherjee (2004), "Presidential elections and the stock market: Comparing markov-switching and fractionally integrated garch models of volatility," *Political Analysis*, Vol. 12, Issue 3, pp. 296–322.
- [41] Eisa A. Aleisa, Shawkat Hammoudeh, Yuan Yuan (2008), "External and Reginal Shocks in the GCC Region: Implications for a Common Exchange Rte Regime," *Economic Research Forum*.
- [42] Farroq Malik, Shawkat Hammoudeh (2007), "Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets," *International Review of Economics and Finance*, Vol. 16, Issue 3, pp. 357–368.
- [43] Gregory Koutmos, G.Geoffrey Booth (1995), "Asymmetric volatility transmission in international stock markets," *Journal of International Money and Finance*, Vol.14, No.6, pp.747–762
- [44] Juan C. Reboredo (2011), "How do crude oil prices co-move?: A copula approach," *Energy Economics*, Vol. 33, Issue 5, pp. 948 – 955.
- [45] Koutomos, G. and G. G. Booth (1995), "Asymmetric Volatility

- Transmission in International Stock Markets," *Journal of International Money and Finance* 14, pp. 747-762.
- [46] Yiuman Tse, G.Geoffrey Booth (1996), "Common volatility and volatility spillovers between U.S. and Eurodollar interest rates_ Evidence from future market" *Journal of Economics and Business*, Vol. 48, Issue 3, pp. 299-312
- [47] Lee C. Adkins, R.Carter Hill (2007), *Using Stata for Principles of Econometrics*, 3rd Edition.
- [48] Martin T Bohl, Harald Henke (2003), "Trading volume and stock market volatility: The Polish case," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 12, Issue 5, pp. 513-525.
- [49] Maurizio Michael Habib, Margarita M. Kalamova (2007), "Are There Oil Currencies? The Real Exchange Rate of Oil Exporting Countries," European Central Bank Working Paper No. 839.
- [50] Paolo Agnolucci (2009), "Volatility in crude oil futures: A comparison of the predictive ability of GARCH and implied volatility models," *Energy Economics* Vol. 31, Issue 2, pp. 316-321.
- [51] StataCorp. 2011. Stata: Release 12. Statistical Software. College Station, TX: StataCorp LP.
- [52] Sang Hoon Kang, Sang Mok Kang, Seong Min Yoon (2009), "Forecasting volatility of crude oil markets," *Energy Economics* Vol. 31, Issue 1, pp. 119-125.
- [53] Tung-Li Shih, "Probability Distribution of Return and Volatility in Crude Oil Market," MingDao University.
- [54] Robert F. Engle (1982), "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, pp. 987 - 1007.

- [55] Robert F. Engle and Tim Bollerslev (1986) "Modelling the persistence of conditional variances," *Econ.Rev.* 5, pp. 1-50.
- [56] M. A. Adelman (1984), "International Oil Agreements," *The Energy Journal*, Vol. 5, No. 3, pp. 1-9.
- [57] Ramazan Sari, Shawkat Hammoudeh, Ugur Soytas (2010), "Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate," *Energy Economics*, Vol. 32, Issue 2, pp. 351-362.
- [58] Robert J. Weiner (1991), "Is the World Oil Market "One Great Pool"?", *The Energy Journal*, Vol. 12, No. 3, pp. 95-107.
- [59] Lance J. Bachmeier and James M. Griffin (2006), "Testing for Market Integration: Crude Oil, Coal, and Natural Gas," *The Energy Journal*, Vol. 27, No. 2, pp. 55-72.
- [60] Ronald D. Ripple, Peter R. Wilamoski (1995), "Is the world oil market 'one great pool?' : revisited," *OPEC Review*, Vol. 19, Issue 4, pp. 283-292.
- [61] S. Gürcan Gülen (1997), "Regionalization in the world crude oil market," *The Energy Journal*, Vol. 18, No. 2, pp. 109-126.
- [62] S. Gürcan Gülen (1999), "Regionalization in the World Crude Oil Market: Further Evidence," *The Energy Journal*, Vol. 20, No. 1, pp. 125-139.
- [63] Perry Sadorsky (1999), "Oil price shocks and stock market activity," *Energy Economics*, Vol. 21, Issue 5, pp. 449 - 469.
- [64] Perry Sadorsky (2000), "The empirical relationship between energy futures prices and exchange rates," *Energy Economics*, Vol. 22, Issue 2, pp. 253 - 266.
- [65] Perry Sadorsky (2006), "Modeling and forecasting petroleum futures volatility," *Energy Economics*, Vol. 28, Issue 4, pp. 467-488.

- [66] Yue-Jun Zhang, Ying Fan, Hsien-Tang Tsai, Yi-Ming Wei (2008),
"Spillover effect of US dollar exchange rate on oil prices," *Journal
of Policy Modeling* Vol. 30, Issue 6, pp. 973-991.
- [67] Zellner, A. (1962) "An efficient method of estimating seemingly
unrelated regressions and tests for aggregation bias," *Journal of
the American Statistical Association*, Vol. 57, No. 298, pp. 348-368.

Appendix

가. 인과관계 분석 결과

1. 현물 가격의 오차수정 모형 추정 결과(1999-2012)
2. 현물 가격의 오차수정 모형 추정 결과(1999-2008)
3. 현물 가격의 오차수정 모형 추정 결과(2009-2012)
4. 현물 가격의 벡터자기회귀모형 추정 결과
5. 선물 가격의 벡터자기회귀모형 분석 결과
6. 선물 거래량의 인과관계 분석 결과
7. 선물 거래액의 인과관계 분석 결과

나. 선물 시장 가격 및 거래량

1. NYMEX(뉴욕상품거래소) WTI유 선물 가격(\$/bbl) (2006.06-2012.11)
2. NYMEX(뉴욕상품거래소) WTI유 선물 거래량(bbl) (2006.06-2012.11)
3. ICE(국제석유거래소) Brent유 선물 가격(\$/bbl) (2003.09-2012.11)
4. ICE(국제석유거래소) Brent유 선물 거래량(bbl) (2003.09-2012.11)
5. DME(두바이상품거래소) Oman유 선물 가격(\$/bbl) (2007.06-2012.11)
6. DME(두바이상품거래소) Oman유 선물 거래량(bbl) (2007.06-2012.11)
7. TOCOM(도쿄상품거래소) Dubai, Oman유 선물 가격(\$/bbl)
(2001.09-2012.11)
8. TOCOM(도쿄상품거래소) Dubai,Oman유 선물 거래량(bbl)
(2001.09-2012.11)

가. 인과관계 분석 결과

1. 현물 가격의 오차수정모형 추정 결과(1999-2012)

구분	WTI-Tapis	Brent-Dubai	Brent-Tapis	Dubai-Tapis
최적 시차	3	2	2	2
α_1	-0.088* (0.001)	-0.131* (0.000)	-0.124* (0.010)	-0.0007 (0.979)
α_2	0.002 (0.231)	-0.037 (0.235)	0.040* (0.322)	0.057** (0.029)
Γ_{11}^1	0.383* (0.000)	0.545* (0.000)	0.719* (0.000)	0.379* (0.000)
Γ_{11}^2	-0.263* (0.000)	-	-	-
Γ_{12}^1	-0.262* (0.001)	-0.352* (0.000)	-0.569* (0.000)	-0.131 (0.145)
Γ_{12}^2	0.392* (0.000)	-	-	-
Γ_{21}^1	0.454* (0.000)	0.505* (0.000)	0.574* (0.000)	0.156*** (0.068)
Γ_{21}^2	-0.104** (0.036)	-	-	-
Γ_{22}^1	-0.157** (0.011)	-0.244* (0.003)	-0.346* (0.000)	0.106 (0.223)
Γ_{22}^2	0.170* (0.002)	-	-	-

주) 결과 값은 Chi-square(p-value)이며, * : 1% 유의수준에서 유의, ** : 5% 유의수준에서 유의, *** : 10% 유의수준에서 유의함을 의미함(이하 동일).

2. 현물 가격의 오차수정모형 추정 결과(1999-2008)

구분	WTI-Brent	WTI-Dubai	WTI-Tapis	Brent-Dubai	Brent-Tapis	Dubai-Tapis
최적 시차	2	2	2	2	2	2
α_1	-0.146* (0.003)	-0.101* (0.002)	-0.186* (0.000)	-0.128* (0.003)	-0.174* (0.001)	-0.043 (0.184)
α_2	0.013 (0.789)	0.029* (0.308)	0.038* (0.297)	-0.019 (0.607)	0.011 (0.802)	0.034 (0.271)
Γ_{11}^1	-0.199 (0.832)	0.164** (0.046)	0.373* (0.000)	0.447* (0.000)	0.673* (0.000)	0.487* (0.000)
Γ_{12}^1	0.250* (0.007)	0.072 (0.432)	-0.205** (0.028)	-0.175 (0.102)	-0.451* (0.000)	-0.185** * (0.054)
Γ_{21}^1	-0.041 (0.662)	0.259* (0.000)	0.358* (0.000)	0.368* (0.000)	0.478* (0.000)	0.242* (0.005)
Γ_{22}^1	0.327* (0.001)	0.770 (0.327)	-0.035 (0.654)	-0.049 (0.592)	-0.189** (0.031)	0.077 (0.403)

3. 현물 가격의 오차수정모형 추정 결과(2009-2012)

구분	WTI-Dubai	WTI-Tapis	Brent-Dubai	Brent-Tapis
최적 시차	2	2	2	2
α_1	-0.069* (0.008)	-0.069* (0.007)	0.057 (0.657)	0.012 (0.941)
α_2	-0.027 (0.170)	-0.030 (0.131)	0.195*** (0.092)	0.195 (0.176)
Γ_{11}^1	0.335 (0.000)	0.291* (0.000)	0.917* (0.000)	1.289* (0.000)
Γ_{12}^1	-0.424 (0.000)	-0.343* (0.001)	-0.888* (0.000)	-1.276* (0.000)
Γ_{21}^1	0.553 (0.000)	0.494* (0.000)	1.034* (0.000)	1.401* (0.000)
Γ_{22}^1	-0.309 (0.000)	-0.271* (0.001)	-0.904* (0.000)	-1.303* (0.000)

4. 현물 가격의 벡터자기회귀모형 추정 결과

구분	1999-2012		2009-2012	
	WTI-Brent	WTI-Dubai	WTI-Brent	Dubai-Tapis
최적시차	2	2	2	2
α_1	0.002 (0.209)	0.002 (0.231)	0.003 (0.289)	0.004*** (0.093)
α_2	0.002 (0.119)	0.002*** (0.083)	0.004 (0.088)	0.004*** (0.084)
Γ_{11}^1	0.106 (0.104)	0.232* (0.000)	0.288* (0.005)	-0.178 (0.465)
Γ_{11}^2	-0.459* (0.000)	-0.350* (0.000)	-0.311* (0.001)	-0.297 (0.221)
Γ_{12}^1	0.076 (0.271)	-0.070 (0.336)	-0.200*** (0.099)	0.323 (0.187)
Γ_{12}^2	0.465* (0.000)	0.430* (0.000)	0.343* (0.002)	0.225 (0.355)
Γ_{21}^1	0.224* (0.000)	0.400* (0.000)	0.296* (0.001)	-0.286 (0.254)
Γ_{21}^2	-0.153** (0.016)	-0.133* (0.007)	-0.032 (0.702)	-0.172 (0.489)
Γ_{22}^1	0.056 (0.402)	-0.080 (0.185)	-0.124 (0.235)	0.410 (0.103)
Γ_{22}^2	0.147** (0.024)	0.158* (0.004)	0.017 (0.853)	0.096 (0.700)

5. 선물 가격의 벡터자기회귀모형 분석 결과

구분	N-I	N-D	N-T	I-T	D-T
최적시차	1	2	2	4	2
Γ_{11}^1	-0.056 (0.536)	0.969 (0.296)	-0.091 (0.124)	-0.083 (0.172)	-0.066 (0.275)
Γ_{11}^2	-	0.040 (0.670)	0.157 (0.008)*	0.089 (0.141)	0.087 (0.144)
Γ_{11}^3	-	-	-	0.101*** (0.094)	-
Γ_{11}^4	-	-	-	-0.049 (0.414)	-
Γ_{12}^1	-0.075 (0.453)	-0.245** (0.020)	-0.002 (0.875)	0.019 (0.103)	0.014 (0.195)
Γ_{12}^2	-	0.234** (0.020)	-0.003 (0.816)	0.017 (0.242)	-0.0004 (0.967)
Γ_{12}^3	-	-	-	0.017 (0.228)	-
Γ_{12}^4	-	-	-	0.009 (0.460)	-
Γ_{21}^1	0.302* (0.000)	0.428* (0.000)	0.814* (0.003)	0.573*** (0.054)	0.289 (0.357)
Γ_{21}^2	-	0.186** (0.028)	0.181 (0.517)	0.492*** (0.098)	0.235 (0.450)
Γ_{21}^3	-	-	-	0.619** (0.036)	-
Γ_{21}^4	-	-	-	0.266 (0.366)	-
Γ_{22}^1	-0.316* (0.000)	-0.446* (0.000)	-0.599* (0.000)	-0.740* (0.000)	-0.593* (0.000)
Γ_{22}^2	-	-0.024 (0.788)	-0.365* (0.000)	-0.641* (0.000)	-0.368* (0.000)
Γ_{22}^3	-	-	-	-0.417* (0.000)	-
Γ_{22}^4	-	-	-	-0.281* (0.000)	-

6. 선물 거래량의 인과관계 분석 결과

구분	N-I	N-D	N-T	I-D	I-T	D-T
최 적 시 차	4	4	3	4	4	4
Γ_{11}^1	0.259 (0.000)	0.432 (0.000)	0.318 (0.000)	0.260 (0.000)	0.137 (0.014)	0.138 (0.017)
Γ_{11}^2	0.156 (0.007)	0.202 (0.000)	0.198 (0.001)	0.094 (0.140)	-0.020 (0.733)	-0.083 (0.154)
Γ_{11}^3	0.339 (0.000)	0.220 (0.000)	0.393 (0.000)	0.039 (0.494)	-0.193 (0.739)	-0.047 (0.424)
Γ_{11}^4	0.156 (0.006)	0.072 (0.176)	-	0.114 (0.055)	0.478 (0.000)	0.497 (0.000)
Γ_{12}^1	-0.058 (0.708)	-0.0001 (0.984)	0.013 (0.649)	0.353* (0.000)	-0.150 (0.202)	0.122 (0.394)
Γ_{12}^2	0.058 (0.783)	0.012 (0.204)	-0.024 (0.483)	-0.457* (0.000)	0.038 (0.794)	-0.015 (0.933)
Γ_{12}^3	-0.072 (0.729)	0.008 (0.389)	-0.015 (0.580)	0.052 (0.315)	0.115 (0.422)	-0.097 (0.575)
Γ_{12}^4	0.042 (0.785)	0.004 (0.672)	-	0.148* (0.003)	0.062 (0.598)	0.026 (0.852)
Γ_{21}^1	-0.025 (0.270)	0.170 (0.620)	0.044 (0.711)	0.087 (0.248)	0.052*** (0.075)	0.017 (0.522)
Γ_{21}^2	-0.026 (0.253)	0.245 (0.466)	0.020 (0.868)	-0.278* (0.000)	0.062** (0.041)	0.599** (0.023)
Γ_{21}^3	0.039*** (0.082)	-0.273 (0.409)	-0.087 (0.439)	0.405* (0.000)	-0.007 (0.824)	0.001 (0.963)
Γ_{21}^4	0.006 (0.791)	0.122 (0.717)	-	0.244* (0.001)	-0.024 (0.428)	0.010 (0.718)
Γ_{22}^1	0.921 (0.000)	0.095 (0.107)	0.708 (0.000)	0.158 (0.011)	0.692 (0.000)	0.696 (0.000)
Γ_{22}^2	0.185 (0.031)	-0.119 (0.043)	0.080 (0.275)	-0.021 (0.741)	0.105 (0.165)	0.094 (0.227)
Γ_{22}^3	0.008 (0.917)	-0.079 (0.175)	0.099 (0.098)	-0.001 (0.986)	0.123 (0.097)	0.101 (0.197)
Γ_{22}^4	-0.125 (0.035)	0.457 (0.000)	-	0.285 (0.000)	-0.054 (0.374)	-0.032 (0.614)

7. 선물 거래액의 인과관계 분석 결과

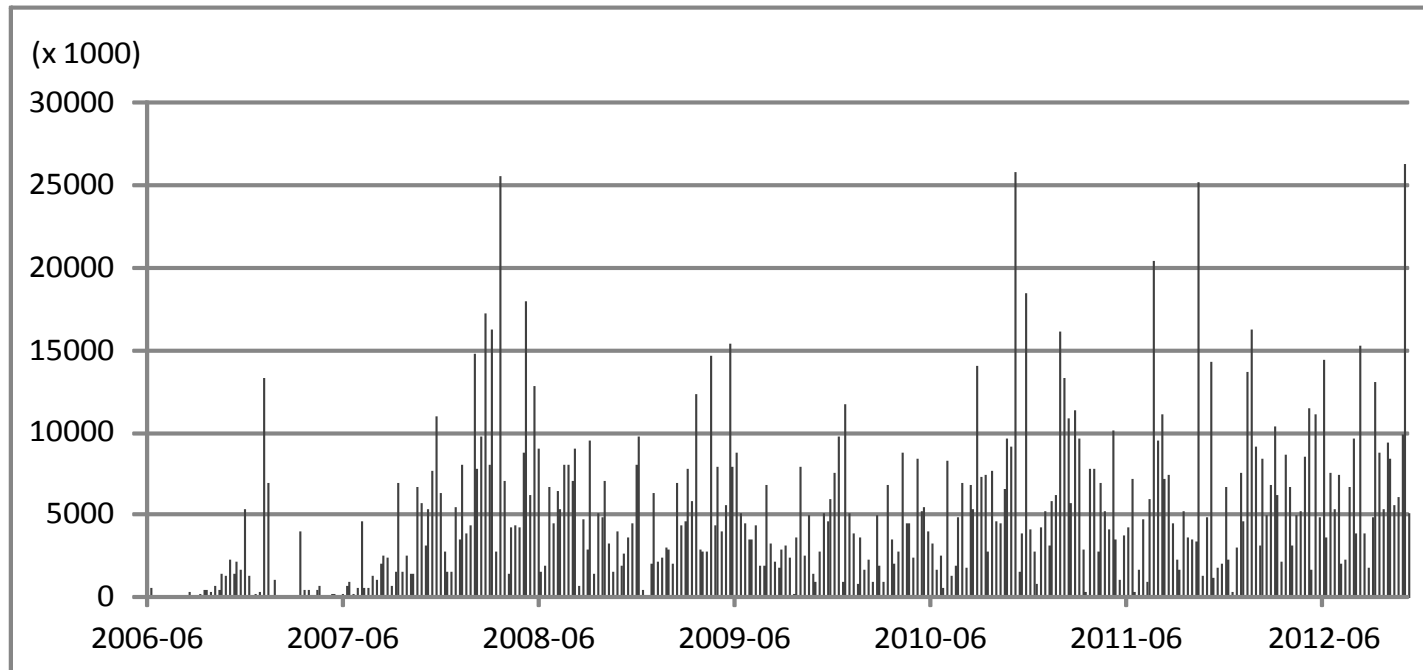
구분	N-I	N-D	N-T	I-D	I-T	D-T
최적시차	4	4	3	4	4	4
Γ_{11}^1	0.479* (0.000)	0.514* (0.000)	0.510* (0.000)	-0.083* (0.172)	0.183* (0.001)	0.192* (0.001)
Γ_{11}^2	0.069 (0.290)	0.218* (0.000)	0.117*** (0.076)	0.089 (0.141)	0.009 (0.870)	-0.044 (0.453)
Γ_{11}^3	0.234* (0.000)	0.164* (0.004)	0.247* (0.000)	0.101*** (0.094)	-0.002 (0.971)	-0.017 (0.777)
Γ_{11}^4	0.128** (0.019)	0.012 (0.818)	-	-0.049 (0.414)	0.493 (0.000)	0.523* (0.000)
Γ_{12}^1	0.019 (0.164)	0.005 (0.647)	0.256 (0.156)	0.019 (0.103)	-0.044 (0.556)	0.086 (0.366)
Γ_{12}^2	-0.002 (0.884)	0.026** (0.012)	-0.093 (0.626)	0.017 (0.242)	0.071 (0.396)	0.038 (0.716)
Γ_{12}^3	0.013 (0.375)	0.003 (0.772)	-0.136 (0.423)	0.017 (0.228)	0.022 (0.790)	0.005 (0.961)
Γ_{12}^4	-0.023 (0.106)	0.001 (0.892)	-	0.009 (0.460)	0.075 (0.311)	0.004 (0.967)
Γ_{21}^1	0.126 (0.597)	0.645** (0.042)	0.026 (0.157)	0.573*** (0.054)	0.131* (0.003)	0.030 (0.445)
Γ_{21}^2	0.496** (0.049)	0.272 (0.408)	-0.037 (0.070)	0.492*** (0.098)	0.095** (0.044)	0.144* (0.000)
Γ_{21}^3	-0.190 (0.422)	-0.351 (0.274)	0.003 (0.864)	0.619** (0.036)	0.014 (0.768)	-0.024 (0.567)
Γ_{21}^4	-0.296 (0.163)	-0.311 (0.303)	-	0.266 (0.366)	-0.023 (0.623)	0.049 (0.227)
Γ_{22}^1	0.205 (0.000)	0.188* (0.001)	0.387 (0.000)	-0.740 (0.000)	0.460 (0.000)	0.499* (0.000)
Γ_{22}^2	0.031 (0.574)	-0.037 (0.519)	0.186 (0.002)	-0.641 (0.000)	-0.132 (0.052)	0.113 (0.116)
Γ_{22}^3	0.002 (0.974)	-0.022 (0.702)	0.335 (0.000)	-0.417 (0.000)	0.199 (0.003)	0.151* (0.033)
Γ_{22}^4	0.509 (0.000)	0.515 (0.000)	-	-0.281 (0.000)	-0.002 (0.974)	0.008 (0.897)

나. 선물 시장 가격 및 거래량

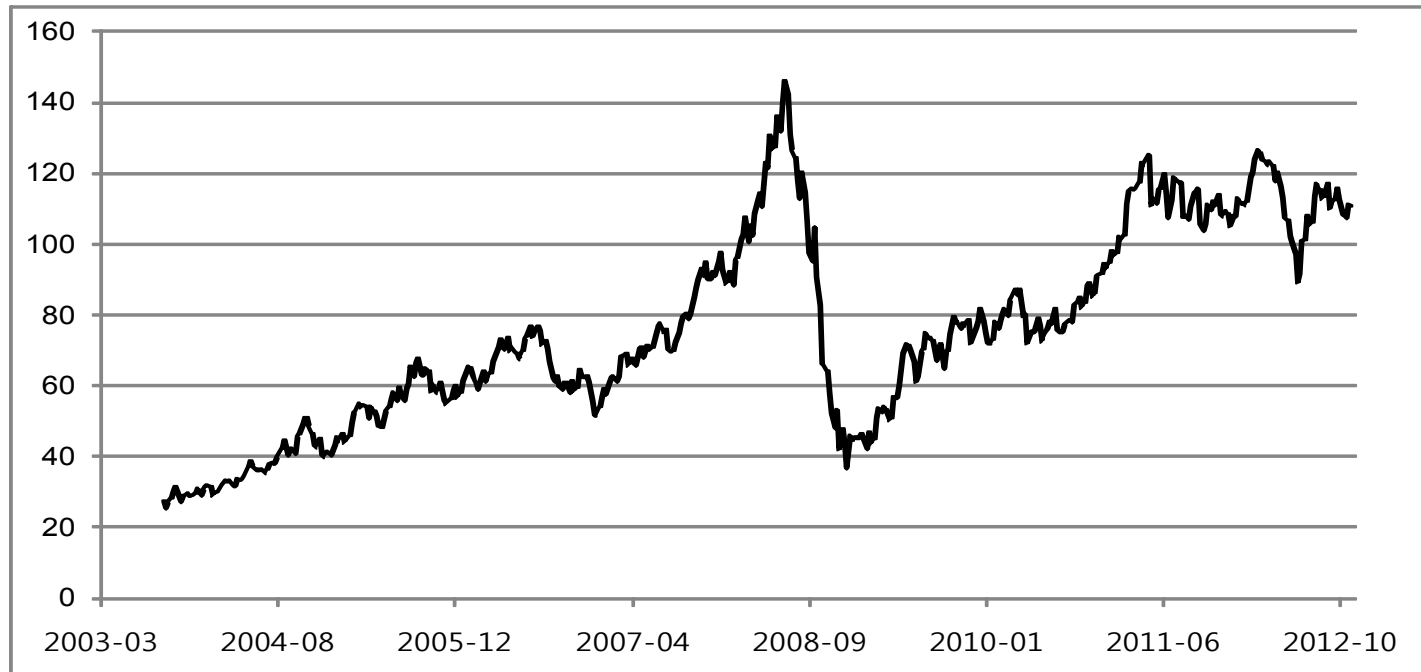
1. NYMEX(뉴욕상품거래소) WTI유 선물 가격(\$/bbl) (2006.06-2012.11)



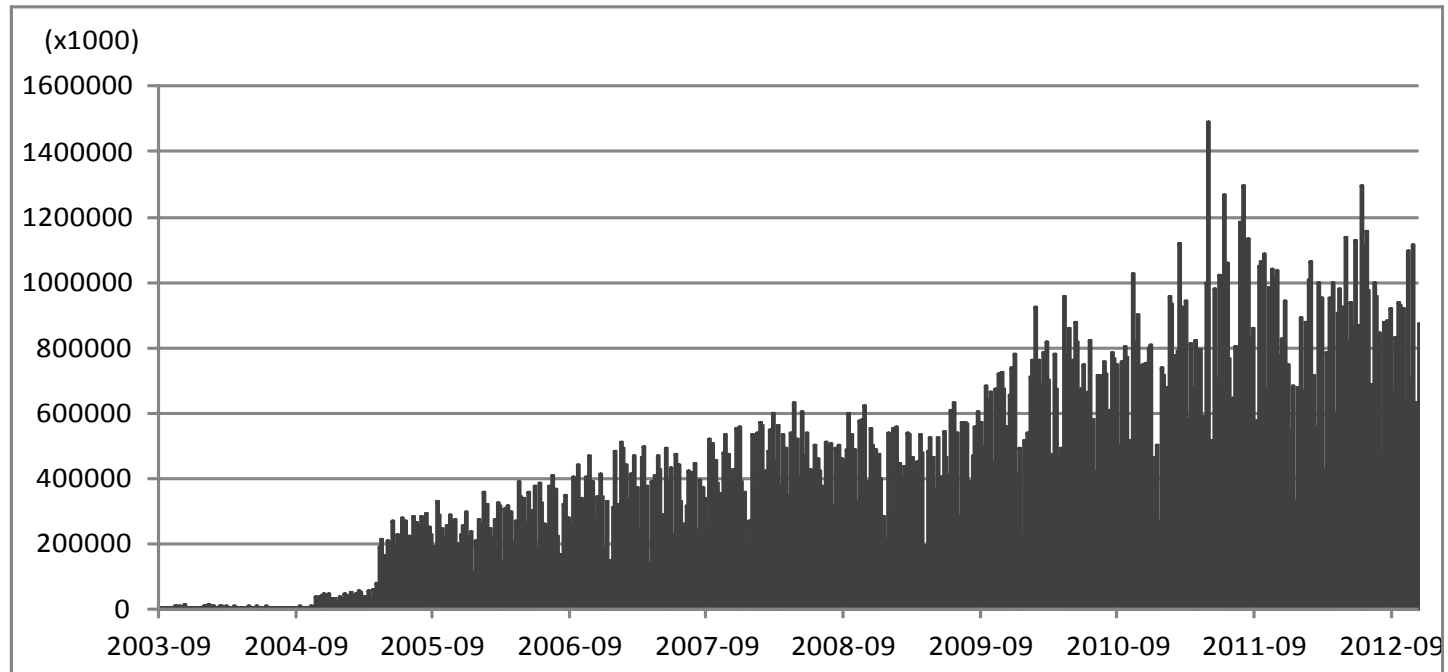
2. NYMEX(뉴욕상품거래소) WTI유 선물 거래량(bbl) (2006.06-2012.11)



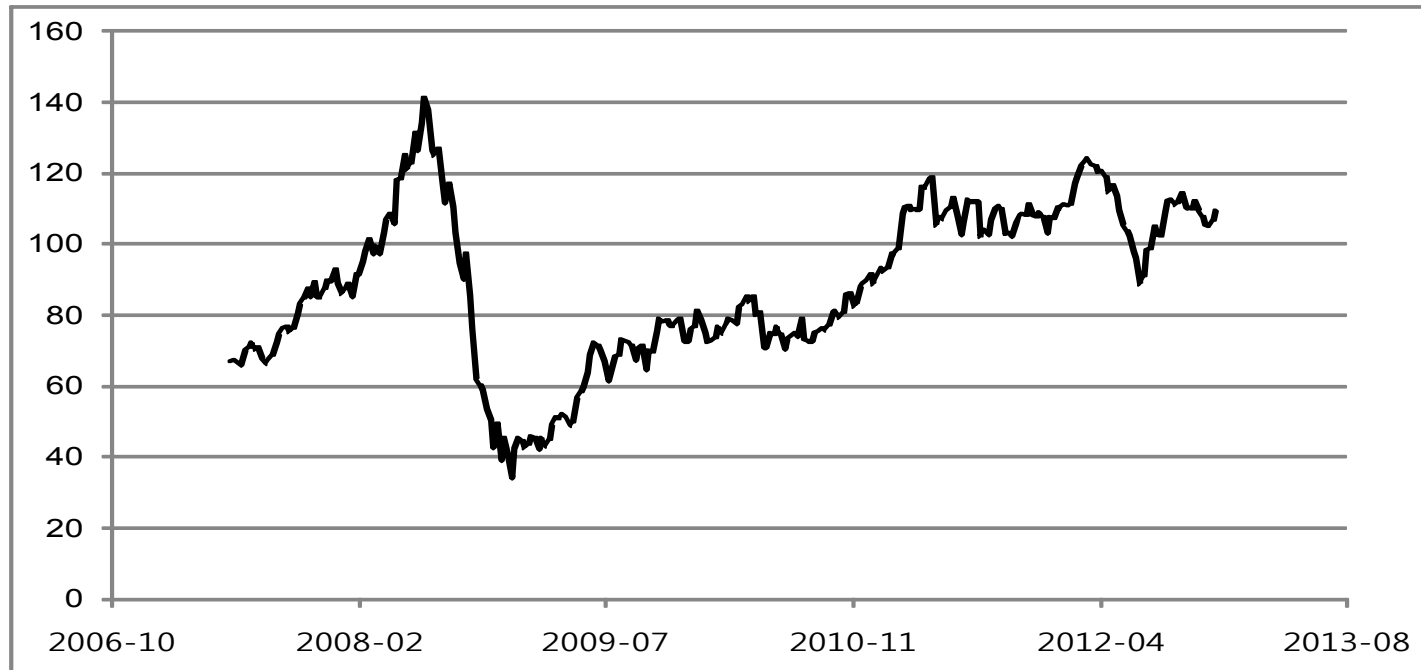
3. ICE(국제석유거래소) Brent유 선물 가격(\$/bbl) (2003.09-2012.11)



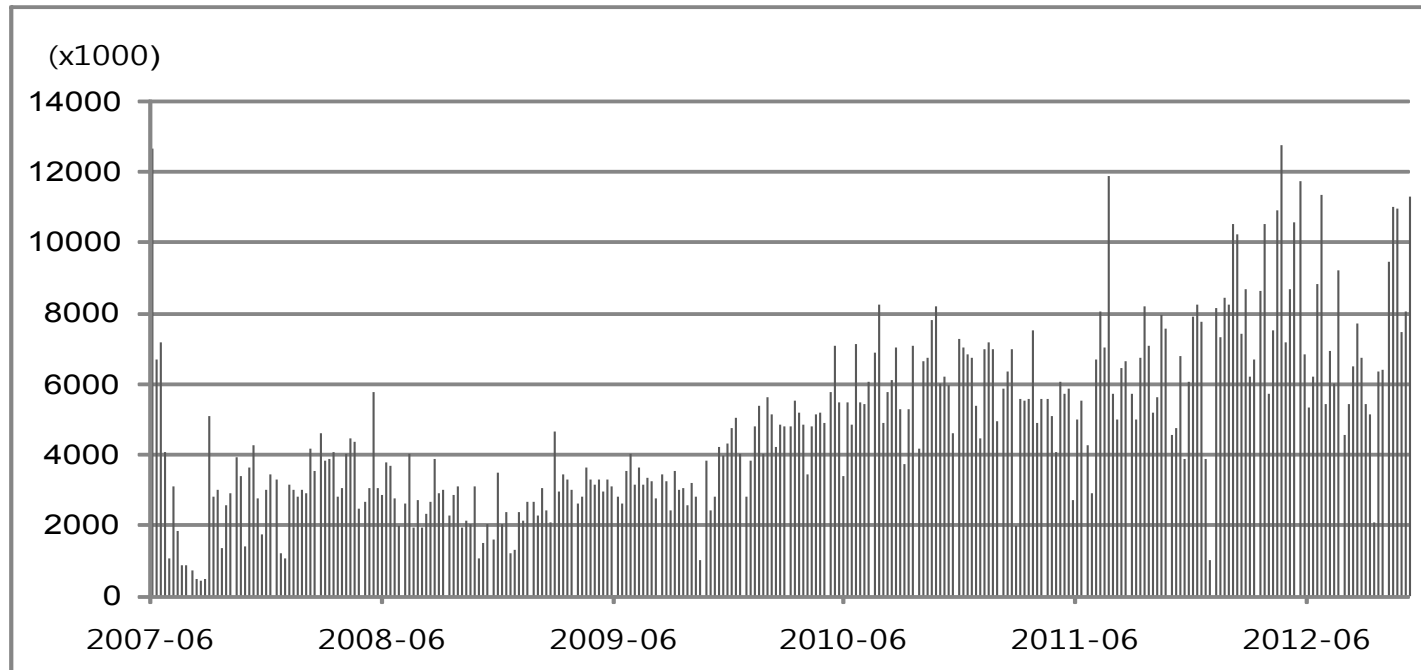
4. ICE(국제석유거래소) Brent유 선물 거래량(bbl) (2003.09-2012.11)



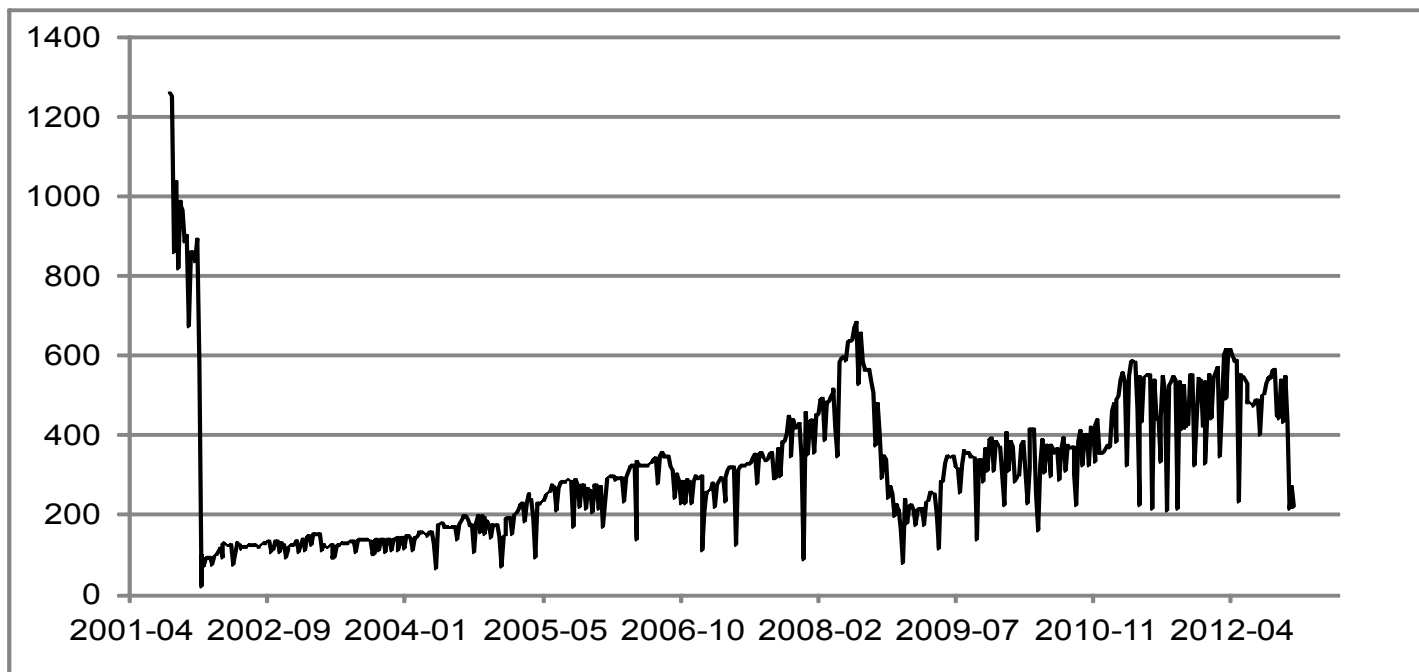
5. DME(두바이상품거래소) Oman유 선물 가격(\$/bbl) (2007.06-2012.11)



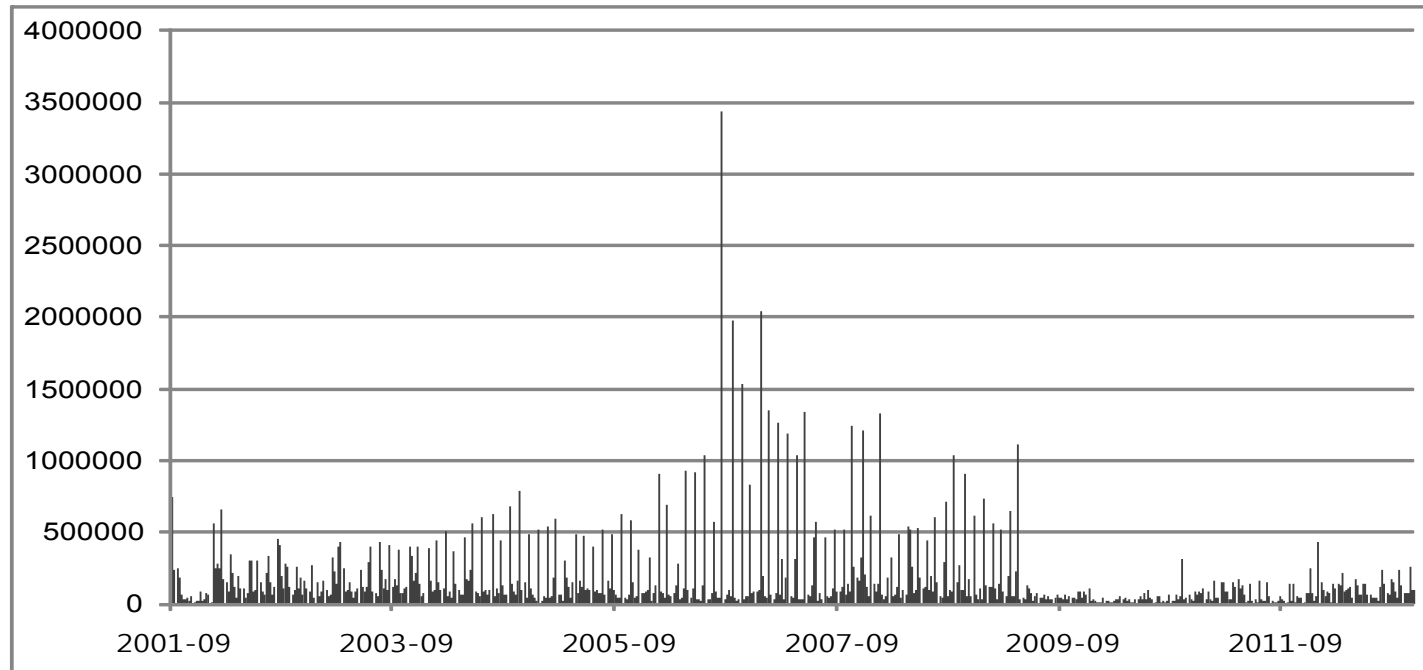
6. DME(두바이상품거래소) Oman유 선물 거래량(bbl) (2007.06-2012.11)



7. TOCOM(도쿄상품거래소) Dubai,Oman유 선물 가격(\$/bbl) (2001.09-2012.11)



8. TOCOM(도쿄상품거래소) Dubai,Oman유 선물 거래량(bbl) (2001.09-2012.11)



Abstract

An Analysis on the Co-movement among International Crude Oil Markets Considering both Trading Price and Volume

Youngeun Shin

Environmental, Energy and Engineering Economics

Department of Energy system Engineering

The Graduate School

Seoul National University

Unlike previous studies on crude oil market co-movement focused on the price, the purpose of this study lies in suggesting empirical grounds for policies to well reflect tendencies of the international crude oil markets by analyzing co-movement among such markets in consideration of the price, one of major market components and trade volume.

In this vein, first the co-movement of the spot and futures price and futures trade volume between international crude oil markets with

cointegration test and causality analysis after classifying the markets into one for the Americas, Europe, Middle East, and Asia. Second, the effects of volatility transfer are analyzed with Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH), a volatility estimation model.

As for the spot market, the weekly price data from Jan. 1999 to Nov. 2012 on crude oil from WTI, Brent, Dubai and Tapis; and for the futures market, the weekly price data from Jun. 2007 to Nov. 2012 on WTI crude oil from New York Mercantile Exchange (NYMEX) of the U.S., Brent crude oil from Intercontinental Exchange (ICE), representative in Europe, Oman crude oil from Dubai Mercantile Exchange and Dubai and Oman crude oil from Tokyo Commodity Exchange (TOCOM) of Asia were used for analysis in each market price and trade volume.

The analysis came to the conclusion supporting the claim that the crude oil markets reach to the balanced point in short term on the price perspective based on confirmation that the spot and futures market prices all have co-influence on each other in the time interval from one to four weeks. The spot and futures trading volume all were identified as stable time series without unit roots and the casualty analysis on trade volume illustrated the lead and lag relations between the Brent crude oil trade volume trends of Europe which has the largest trade volume have exercised influences on the trade volume changes of Dubai and Oman crude oils of the Middle East and Asian markets. In particular, the influence on the Middle East market was substantial and sustainable. With identification on no-existence of co-relationship between WTI futures trade volume volatility of the Americas market and the volume of the Asian

market, it is estimated that the markets of the Americas and Asia are regionalized in terms of trade volume. The co-movement analysis in trade volume aspect showed establishment of mutual co-relationship on trade volumes of the U.S. and Middle East markets and identified significant co-relationship of the Brent crude oil price of the European market on the trading price of the Asia and Middle East markets. The analysis on volatility transfer effects among markets by using GARCH model which estimates volatility from the unexpected external shocks identified that there was meaningful co-relations of 1% among market volatilities even though the volatility of one market did not have meaningful influence on price level of other markets.

The significance of this study lies in the fact that it analyzed co-movements by considering price and trade volume altogether for better reflection of the market trends unlike conventional studies on crude oil market syntonization only considering the price.

keywords : Crude Oil Markets, Co-movement, Causality analysis, Volatility spill-over Effect

Student Number : 2011-21100

감사의 글

서울대학교에서의 석사 2년은 저의 학문과 인성을 갈고 닦을 수 있었던 유익한 시간이었습니다. 질 높은 강의와 쾌적한 공부 환경 속에서 뛰어난 친구들과 함께 공부할 수 있어 너무 감사하고 행복한 시간이었습니다. 제가 이렇게 좋은 환경에서 공부하고 생활할 수 있었던 것은 늘 뒤에서 아낌없는 성원과 응원을 보내주시는 부모님 덕분입니다. 언제나 성실함과 배려하는 마음을 몸소 실천하여 자식들에게 큰 귀감이 되어주시는 아버지, 늘 좋은 글과 말로 제 영혼을 채워주시는 어머니, 늘 현실적인 조언으로 나를 자극시켜주는 우리 오빠, 모두 고맙고 사랑합니다.

그리고 경제와 에너지에 대한 지식과 경험이 부족했던 저를 가능성 있다고 믿어주시고 지구환경경제연구실의 구성원으로 인정해주셨던 교수님과 선배님들께 진심으로 감사드립니다. 2년이라는 시간동안 연구 이외에도 연구실 내에서의 다양한 경험을 통해 제가 한 단계 더 성장할 수 있도록 아낌없는 조언과 관심을 주셨던 허은녕 교수님께 진심으로 감사의 말씀 드립니다. 그리고 논문 심사에서 많은 조언을 주신 민동주 교수님과 민기복 교수님께도 진심으로 감사를 포함합니다.

논문을 쓰는 과정에서 힘들 때마다 변함없이 옆에서 저를 응원해주고 용기를 북돋아주었던 저의 14년 지기 한윤정에게 고마움을 전하고 싶습니다. 그리고 입학할 때부터 부족한 후배 많이 챙겨주시고 용기를 북돋아주신 이유아 언니, 힘들 때나 즐거울 때나 늘 옆에서 언니처럼, 엄마처럼, 함께 감정을 공유해주시고 큰 힘이 되어주셔서 진심으로 감사했습니다. 작은 것부터 세심하게 챙겨주시고 아낌없는 조언을 해주셨던 김지효언니, 잘 표현하지는 않지만 늘 뒤에서 신경써주시는 연구실의 버팀목 같은 존재인 이동준오빠, 그리고

석사 생활에서 빨리 적응할 수 있도록 많은 도움을 주셨던 김민지언니와 김해연언니, 연구실 선배이자 인생의 멘토의 역할을 해주시는 최혁준오빠께도 진심으로 감사드립니다. 연구실 생활이나 연구를 함에 있어서 아낌없는 조언으로 큰 힘이 되어주신 이슬기오빠, 언제나 친언니 같이 사소한 고민도 잘 들어주시고 현실적인 충고를 많이 해주셨던 배지영언니, 유쾌한 말로 연구실 분위기를 화기애애하게 해주시고 힘들 때면 힘내라는 따뜻한 말을 건네주셨던 김경희언니, 변함없이 성실한 모습과 온화한 성품으로 본보기가 되어주시는 임혜숙 언니, 밖에서도 연구실 후배들을 신경써주시는 조상민오빠, 윤가혜언니, 늘 옆에서 힘을 주시고 격려해주시는 조인정언니, 김문정언니, 김은성언니, 강민주언니 모두 진심으로 감사드립니다. 연구실 후배이기 전에 친구인 김수현에게 많이 신경써주지 못해 미안함과 고마움을 느낍니다. 논문 작업에 도움을 주었던 최고봉과 오수림에게도 고맙다는 말을 하고 싶습니다. 무엇보다 올해 함께 졸업하는 이의재오빠, 양정호오빠, 이주연언니는 함께 논문 작업을 하며 힘든 시간을 공유했기에 더 많이 기억될 것 같습니다. 그동안 정말 고마웠습니다.

마지막으로 제가 석사생활을 무사히 마칠 수 있었던 것은 아마 저의 동기인 유경진이 있었기 때문입니다. 유경진과 함께 랩에서 아침을 먹고, 자하연 앞에서 에그타르트를 먹으며 수다를 떨고, 연구실에서 같이 밤새며 공부하고, 기숙사까지 함께 걸어가며 보냈던 2년이라는 소중한 기억은 영원히 잊지 못할 것입니다. 무엇이든 열정적으로 최선을 다해 임하는 이 친구를 보며 참 많은 것을 배웠고, 제 동기가 유경진이라는 것에 감사했습니다. 정말 고맙고 사랑한다. 친구야!

지구환경경제연구실에서 배운 모든 것을 발판으로 삼아 연구실 구성원으로서 떳떳한 선후배가 될 수 있도록 매 순간 노력하는 사람이 되겠습니다.

다시 한 번 그동안 저를 성원해주신 모든 분들께 진심으로 감사드립니다.